



## 저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학석사학위논문

# 외환위기가 실업자의 직업이행에 미치는 영향

-외환위기 전후의 퇴직 후 미취업기간과  
재취업 시 직장 재직기간에 대한 분석 -

2013년 2월

서울대학교 대학원  
경제학부 경제학전공  
성대훈

# 외환위기가 실업자의 직업이행에 미치는 영향

-외환위기 전후의 퇴직 후 미취업기간과  
재취업 시 직장 재직기간에 대한 분석 -

지도교수 이 석 배

이 논문을 경제학석사학위논문으로 제출함

2013년 2월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학 전공

성 대 훈

성대훈의 석사학위논문을 인준함

2013년 2월

위 원 장 김 대 일 (인)

부 위 원 장 이 석 배 (인)

위 원 이 철 인 (인)

## 국문 초록

본 논문에서는 KLIPS의 1차부터 11차까지의 모든 직업력데이터와 개인별, 가구별 데이터를 활용하여 개인의 퇴직 후 미취업 기간과 재취업 시 재직기간에 대해 Kaplan-Meier의 비모수적 생존함수 추정 방법을 통해 각 퇴직 연도별 생존함수를 추정하였고 고졸이하와 전문대졸 이상, 정규직과 비정규직으로 구분된 집단의 생존함수가 외환위기 전·중·후에 걸쳐 어떤 차이를 보이는 지 분석하였다. 분석결과 외환위기 당시 기간에 미취업 상태의 탈출이 둔화되는 경향이 발견되었다. 또한 외환위기 시기에 다른 시기보다 학력 간, 정규직 비정규직 간 미취업 생존함수의 격차가 더 큰 것으로 나타났다. 재취업 후 재직상태의 생존함수 값 역시 외환위기 시기를 중심으로 낮아졌다가 빠르게 회복하여 안정적인 상태를 보였으며 학력 간 격차, 비정규직 정규직 간 격차도 어느 정도 포착되었다. Cox의 비례적 위험도 모형을 통해 외환위기가 미취업 탈출 위험도에 주는 영향을 분석한 결과 외환위기 당시에 미취업 탈출 위험도가 2000년 대비 18.1%정도 낮은 것으로 나타났고 Difference In Difference(DID)방식으로 분석한 결과 고졸 이하 집단과 비정규직 집단이 외환위기 당시에 상대적으로 재취업에 어려움을 겪었음이 밝혀졌다. 재취업 시 재직기간에 대한 Cox 모형 분석에서는 외환위기 당시 기간에 외환위기 이후에 비해 29.5%정도 퇴직 위험도가 높은 것으로 나타났고 외환위기 당시에 미취업을 경험한 집단은 이후시기에 비해 14.6%정도 퇴직 위험도가 높은 것으로 나타났으며 긴 미취업 기간을 겪은 후 재취업 할수록 퇴직 위험이 높은 관계를 발견하였다.

주요어 : 미취업기간, 생존기간분석, 외환위기, 실업, 재취업,  
한국노동패널

학번 : 2010-23015

# 목 차

I .머리말	..... 1
II .자료의 특성 및 실업기간, 외환위기 기간의 정의	..... 4
III .분석모형	..... 10
IV.실증 분석	..... 13
4.1 미취업 상태의 생존기간 분석(K-M 생존함수 분석)	.... 13
4.2 재취업 시 재직상태의 생존기간 분석(K-M 생존함수 분석)	..... 20
4.3 미취업상태 탈출 위험도 분석(Cox Hazard 모형분석)	... 28
4.4 재취업 시 재직상태 탈출 위험도 분석(Cox Hazard모형분석)	..... 34
V.맺음말	..... 39
참고 문헌	..... 41
부록	..... 42

### <그림목차>

순번	제목	쪽
<그림 4.1.1>	퇴직 연도별 미취업 상태의 생존 함수 (Kaplan- Maier 추정치)	15
<그림 4.1.2>	1996년 7월 - 2001년 7월까지 퇴직 시점 별 미취업 상태의 생존 함수 (K-M 추정치)	16
<그림 4.1.3>	학력별 외환위기 전·중·후의 미취업 상태의 생존함수 (K-M 추정치)	18
<그림 4.1.4>	직위별 외환위기 중·후의 미취업 상태의 생존 함수 (K-M 추정치)	19
<그림 4.2.1>	연도별 재취업 시 재직 상태의 생존함수 (K-M 추정치)	22
<그림 4.2.2>	1996년 7월 - 2001년 7월까지 재취업 시점 별 재직상태의 생존함수 (K-M 추정치)	23
<그림 4.2.3>	미취업 당시 외환위기 경험 여부에 따른 재취업 시 재직 상태의 생존 함수 (K-M 추정치)	24
<그림 4.2.4>	학력별 외환위기 전·중·후의 재취업 시 재직 상태의 생존 함수(K-M 추정치)	26
<그림 4.2.5>	재취업 직장 직위별 외환위기 중·후의 재취업 시 재직 상태의 생존함수(K-M 추정치)	27
<부도 4.1.1>	97년이후 실업 횟수 별 미취업 상태의 생존함수 (K-M 추정치)	43
<부도 4.1.2>	퇴직의 자발성에 따른 미취업 상태의 생존함수 (외환위기 당시부터, K-M추정치)	43
<부도 4.1.3>	퇴직 당시 연령대별 미취업 상태의 생존함수 (K-M 추정치)	43
<부도 4.2.1>	97년 이후 실업횟수 별 재취업 시 재직상태의 생존 함수 (K-M 추정치)	44
<부도 4.2.2>	퇴직의 자발성에 따른 재취업 시 재직상태의 생존 함수 (외환위기 당시부터, K-M 추정치)	44
<부도 4.2.3>	퇴직 당시 연령대별 재취업 시 재직상태의 생존 함수 (K-M 추정치)	44

<표목차>

순	제목	쪽
<표1.1>	분석 대상의 주요 기술 통계량	8
<표1.2>	외환위기 전후 분기의 표본 내 실업 사례 수 변화	9
<표 4.3.1>	미취업 탈출 위험도 분석 - Cox proportional hazard regression	29
<표4.3.2>	학력별, 시점별 더미변수와 교차항의 계수값 및 차분 값	31
<표 4.3.3>	학력별, 종사상 지위 별 변수와 시점간의 교차항 더미의 계수값 및 차분 값	32
<표4.4.1>	재취업 시 재직기간 위험도 분석 - Cox proportional hazard regression	34
<표4.4.2>	학력별, 시점별 더미변수와 교차항의 계수값 및 차분 값	36
<표4.4.3>	학력별, 종사상 지위 별 변수와 시점간의 교차항 더미의 계수값 및 차분 값	37
<부표 4.1.1>	퇴직 연도별 미취업 상태의 생존함수의 동일성 검정 추정치	45
<부표 4.2.1>	퇴직 연도별 재취업 시 재직상태의 생존함수의 동일성 검정 추정치	45

## I. 머리말

노동자의 퇴직, 실업, 재취업 등의 과정은 노동 시장에서의 노동 공급을 설명하는 데 중요한 요인인 동시에 거시경제의 동향을 파악하는 데에도 중요하게 다루어지며 개개인의 생활에 중대한 영향을 주는 요인으로서 경제학의 중요한 관심사라고 할 수 있다. 실업과 재취업 등 노동자의 일자리 이행과정에 관한 연구는 과거부터 여러 측면에서 연구되었는데 우리나라에 있어 실업 문제가 가장 두드러지게 나타났던 시기는 1990년대 말 외환위기 기간이라고 할 수 있다. 1997년 말에 우리나라는 갑작스러운 외환 유동성에 위기를 맞으며 1997년 11월21에 IMF에 구제 금융을 신청하기에 이르렀으며 금융과 기업부문으로 위기가 파급되며 산업화 이후 유래 없는 대량실업 사태를 겪게 되었다. 이 시기의 경제 지표를 살펴보면 1997년 10월 당시 실직자 수는 43만 2천명이었으나 1998년 3월에는 137만 8천명까지 치솟았다. 이 당시 연평균 실업자는 146만 3천명에 달했으며 실업률은 6.8%를 기록하였다.<sup>1)</sup> 이 시기 이전에도 경기 불황은 상존하였지만 이러한 극심한 실업을 동반한 것은 산업화 이래 유래 없는 상황으로서 대량 해고와 구직난은 당시 경제 위기 속에서도 가장 고통스러운 현상으로 회고되고 있다. 이처럼 외환위기 시기는 실업 현상이 두드러지게 나타난 시기로서 많은 실업 사례를 관찰할 수 있어 실업 및 재취업 과정의 특성에 대해 이해할 수 있는 기회가 되며 대량 실업과 그 극복 과정에서 개인의 직업 이행 양상이 어떻게 변화하며 당시의 효과가 어떻게 파급되어 향후의 직업 이행에 어떤 영향을 미쳤는지를 살펴보는 것도 흥미로운 경제학적 이슈가 될 수 있다.

일반적으로 우리나라는 외환위기 당시 급격한 불황에도 불구하고 경제 위기를 빠르게 극복한 것으로 알려져 있으나 김대일(2007)에 의하면 우

---

1) 김대일(2007) 참조



리나라 경제는 외환위기를 거치며 건전성이 제고된 면이 있지만 노동시장의 성과는 실업의 증가, 임금격차, 노사관계 악화 등의 현상이 나타나 긍정적이지만은 않음을 지적하고 있다. 따라서 거시적 지표를 통해 실업의 추이를 살펴보는 것 뿐 아니라 외환위기 시점을 중심으로 개인의 일자리 이행 과정을 미시적인 측면에서 살펴보고 개인의 특성 별로 어떠한 일자리 이행을 거쳐 왔는지 살펴보는 것도 경제 위기와 회복의 과정을 자세하게 이해하는 데 큰 시사점을 줄 수 있다.

우리나라에서는 외환위기 직후부터 이러한 대량 실업과 노동자의 직업 이행 과정을 살펴보는 연구가 종종 이루어져 외환위기 이후의 직업 이행 양상에 대해 다양한 시사점을 주고 있다.

금재호 · 조준모(2003)는 한국노동패널자료(KLIPS)를 활용하여 1996년에서 1999년 사이의 비자발적 이직자의 재취업 시 상실된 임금액을 통해 직장 상실비용을 추정하였는데 실직기간과 재취업임금 사이의 관계를 고려한 연립방정식 모형을 통해 추정한 결과 고령, 고학력, 비정규직 이직자, 여타산업 이직자일 때 직장상실 비용이 큰 것으로 나타났다. 재취업 시 고용에 질에 대한 또 다른 연구로서 강철희 · 유정아(2004)는 KLIPS 4년차 자료를 통하여 재취업 고용형태와 임금수준을 중심으로 재취업자의 고용의 질에 영향을 미치는 요인을 다중회귀분석과 이항로짓회귀분석을 통하여 분석하였는데 이전직장에서의 특성, 미취업기간, 성별, 학력 등이 재취업의 고용 형태와 임금수준에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 정인수(2003)는 KLIPS자료를 활용하여 실업탈출확률의 지역간 격차에 대해 위험도모형과 COX모형을 통해 추정한 결과 수도권에서 실업률은 높으나 실업기간은 짧은 것으로 분석되었다.

이상의 선행연구들은 노동자의 일자리 이행의 속성에 대해 다양한 각도에서 규명하고 있지만 외환위기 시기를 대상으로 진행된 연구들은 외환위기와 비교적 가까운 시기의 자료를 통해 연구 되어 표본이 충분하지

않거나 조사 연도가 충분치 않아 외환위기 전후의 사정을 완전히 분석하는 데에 부족함이 있다.

외환위기와 관계없이 일자리 이행 과정에 대한 속성을 여러 측면에서 분석한 연구로서 윤윤규·박성재(2008)의 연구가 있는데 이 연구에서는 고용보험DB를 활용하여 2000년에 실업한 근로자를 기준으로 2008년까지 일자리 횟수별, 이직 사유별 일자리 기간 등에 대한 기술적 분석과 Kaplan-Meier 추정량을 통해 실업상태와 미취업상태의 생존 함수를 추정하였고 Weibull분포 모형 등을 통해 미취업 기간 및 미취업탈출위험에 대한 회귀분석을 실시하였다. 이 연구는 충분한 자료와 관측기간을 바탕으로 실업 후 직업 이행 과정의 일반적인 특성들을 잘 보여주고 있지만 외환위기 이전과 외환위기 당시 시기인 1990년대의 자료를 포함하지 못한다는 한계점이 있다.

따라서 본 연구에서는 외환위기가 발생한지 10여년이 지난 지금 시점에서 외환위기 전후의 경제 사정을 모두 포함하는 분석을 통하여 외환위기를 거치며 노동자의 직업 이행과정이 어떻게 변화하였는지 살펴보기로 하였다. 이하의 연구에서는 윤윤규·박성재(2008)과 유사한 방식으로 미취업 기간과 재취업 시 재직기간에 초점을 두고 외환위기 당시와 전후의 시점 별, 개인의 특성 별, 일자리의 특성 별로 생존 함수를 도출하고 위험도 분석 회귀모형을 통해 각각의 기간의 결정 요인이 되는 변수와 그 영향에 대해 살펴보기로 한다.

## Ⅱ.자료의 특성 및 실업기간, 외환위기 기간의 정의

본 연구에서는 실증분석을 위해 한국노동연구원의 한국노동패널(KLIPS)의 1차년도에서 11차년도까지의 직업력데이터를 중심으로 하여 각 연도의 개인단위데이터, 가구단위데이터에서 필요한 정보를 연결하여 활용하였다.

퇴직 후 미취업 기간과 재취업 시 재직 기간 등을 분석할 때 KLIPS 이외 기존 연구에서 활용되고 있는 국내 자료로는 통계청의 경제활동인구조사, 한국고용정보원의 고용보험 DB등이 있다. 경제활동인구조사는 월별로 조사 대상의 직업 활동 및 구직활동 상황을 조사하여 기록하므로 실업자와 비경제활동인구의 구분이 용이하고 실업기간을 명확히 알 수 있다는 장점이 있다. 그러나 이 조사는 5년을 단위로 패널이 재편되고 본 연구에서 관심을 가지고 있는 외환위기 직후의 시기인 1998년에 패널이 재편되어 직업 이력의 단절의 문제가 있다. 고용보험DB는 고용보험의 적용을 받는 개인과 사업장에 대해 입직시기, 이직시기, 임금 등 미시적인 정보를 담고 있으며 대규모의 자료로서 많은 수의 표본을 구성할 수 있다는 장점이 있으나 고용보험을 적용받는 사업체 및 개인에 대한 표본만을 구성할 수 있다는 한계점이 있으며 90년대 외환위기 당시에는 고용보험이 여전히 확대되고 있는 과정에 있었기 때문에 당시 시기의 경제활동을 분석하기에는 부적합한 점이 있다.

KLIPS의 직업력 자료는 한국노동패널의 원 자료를 가공한 자료로서 개인의 퇴직 및 입직 과정과 각 일자리의 특성을 정리하여 패널 대상이 되는 개인의 직업 이력을 추적하기 용이하도록 구성되어 있다. 또한 1차 조사 시점 당시 패널 기간 이전의 직업 이력에 대한 문답을 통해 개인의

전 생애에 걸친 직업 이력을 알 수 있도록 하였다. KLIPS는 90년대 외환위기 발생 시점에 시작되어 당시의 개인 및 가구의 경제활동을 알아보기에 적합하며 개인의 직업 활동, 개인의 특성, 가구의 특성에 대해 가장 방대한 자료를 구축하고 있어 다양한 변수를 활용할 수 있는 장점이 있고 장기간의 패널 조사로서 장단기적인 미취업 상태를 모두 포괄하여 폭넓은 분석이 가능하다는 장점이 있다. 노동패널 데이터의 문제점은 구직 활동 여부를 조사 시점으로부터 1주일, 한 달 이전을 기점으로 설문하고 있어<sup>2)</sup> 이전조사 시점과 다음 조사 시점 사이에서의 상세한 경제활동 상황을 알 수 없으며 이에 따라서 실업기간과 비경제활동인구로 머무는 기간을 구분하기가 어렵다는 점이 있다. 그러나 구직여부에 따른 실업 기간을 정확히 알 수 있다 하더라도 실망실업자를 포함하지 못하는 한계가 있으므로 성별, 연령, 학력, 퇴직이유 등 개인의 특성을 적절히 통제하고 암묵적인 실업기간을 포함하는 미취업기간을 분석하는 것이 장기간의 분석에서 더욱 적절하면서도 개인의 경제활동을 설명하는데 충분히 의미가 있다고 판단하여 KLIPS의 미취업기간과 재직기간의 정보를 활용하여 연구를 진행하였다.

자료의 전체적인 구성을 보면 KLIPS 직업력 데이터는 개인의 전 생애 및 조사 기간에 걸친 기간 동안 총 14609명의 데이터를 담고 있으며 이 중 퇴직을 경험한 대상자는 10553명이 있다. 퇴직 사례 별로 살펴보면 총 29915개의 퇴직사례를 담고 있다. 본 연구에서는 회고적 자료의 한계에 따라 패널조사기간으로부터 오래된 자료는 신뢰성이 떨어진다고 판단하였고 외환위기 시점을 중심으로 경제활동을 분석하기 위해서 실제 패널 기간인 1998년부터 2008년까지의 자료와 함께 회고적 자료로서 구성된 1995년부터 1997년의 자료까지 분석에 포함하여 상기 기간에 퇴직한 모든 사례와 개인을 분석 대상으로 하였다. 또한 미취업기간을 최대한

2) 정인수(2003), 김교성(2005) 등은 이 문항을 기준으로 연간 전체를 실업 - 비경제 활동으로 구분한 바 있다.

근로 가능한 상태만 포함하도록 하기 위하여 미취업 기간 중 패널조사에서 개인별 조사 항목 중 취업가능성이 없다고 답한 경우, 비구직 이유로 건강상 이유와 통학의 이유로 답한 경우, 미취업이유에 대해 퇴직, 연로, 건강상 이유로 답한 경우, 평소활동 문항에 정규 교육기관 통학, 입시학원 통학, 연로, 심신장애, 군입대 대기, 퇴직으로 답한 경우에는 해당 연도를 미취업기간에서 제외하였다. 또한 퇴직과 동시에 연로, 심신장애 등을 이유로 직업 활동을 하지 않은 개인은 분석대상에서 제외하였으며 각 해당 연도에 만 17세 이하 71세 이상의 자료도 분석에서 제외하였다. 이 밖에 퇴직 또는 실업 날짜 불명 등 활용 불가능한 자료를 제외하고 유효한 자료를 추려보면 미취업기간 분석 표본에는 총 6834명의 인원이 존재하며 15929 건의 퇴직사례가 있으며 퇴직 후 재취업 기간 분석 표본에는 5436명의 인원과 12961 건의 재취업 사례가 존재한다. 패널 기간 중 표본에서 이탈되거나 11차 조사의 종결로 단절된 자료에 대해서는 그 시점에서 단절된(Censored) 자료로 처리하였으며 노령이나 건강상 이유로 구직을 포기하는 경우도 당시시점에서 단절된 자료로 처리하고 기간을 측정 하였다.

다음의 <표1.1>에는 분석에 사용된 자료의 기초통계량이 제시되어 있다. 가장 먼저 미취업 기간 표본과 재취업 후 재직기간 표본의 인적 특성인 성별, 학력, 출생년도에 대한 통계량이 나타나 있다. 남성 대 여성의 비중은 대등하게 나타났으며 고졸이하가 전문대졸 이상보다 많은 비중을 차지했으며 출생연도는 평균이 1963년 중앙값이 1965년으로서 90년대 중후반 기준으로 30대 중반 정도의 연령대인 것으로 나타난다.

다음으로 각각의 미취업 및 퇴직 후 재취업 사례의 주요 속성에 대한 통계량이 제시되어 있다. 미취업기간과 재취업 시 재직기간, 퇴직 이전 직장의 경력 기간 등이 개월 단위로 제시되었고 퇴직 시 직장의 생애에 걸친 일자리 순서, 사례 당시의 퇴직이 97년 이후 몇 번째 퇴직인지에

대한 퇴직 순서의 통계량이 제시되어 있다. 또한 요인 분석에 활용될 수 있는 이항 변수로서 자발적 / 비자발적 여부는 자발적 퇴직이 응답한 자료 중 70%이상으로 다수를 차지하였고 무응답 또는 결측치인 자료가 2900 건 존재하였다. 이 밖에 정규직 비정규직 비중에서는 정규직이 높은 비중을 차지하였고 가구주 여부에서는 가구주인 사례가 높은 비중을 차지하였다.

연구의 주요 관심사인 재취업 기간 통계량을 간략히 살펴보면 전체 사례를 대상으로 했을 때는 평균은 약 13.907개월 중앙값은 6개월로 나타났다. censored되지 않은 사례의 경우 평균이 약 9.995개월 중앙값이 4개월, Censored된 사례의 경우 평균이 34.108개월 중앙값이 23개월로 나타났다. 이러한 통계량을 선행연구들과 비교해보면 정인수(2003)의 연구의 경우 본 연구와 동일한 KLIPS의 직업력 데이터를 기반으로 1998년부터 2001년까지 4개년도의 자료를 활용하여 비경제활동인구를 제외한 실업자의 실업기간을 측정한 결과 전체 평균이 8.8개월로 나타났다. 이 연구는 초기 4년차의 데이터만 활용하여 censored된 자료의 기간이 적으며 비경제활동인구를 분석대상에서 제외하였기에 본 연구보다 실업기간 평균이 짧게 측정된 것으로 보인다.

강철희·유정아(2004) 연구에서 KLIPS 4차년도 자료를 기준으로 직업력 데이터를 활용하여 미취업기간을 측정한 결과 평균 13.66 개월로 나타나 본 연구와 유사한 수준의 수치를 나타내었다. 윤윤구와 박성재(2008)의 연구에서는 고용보험DB를 통해 근로자의 미취업기간을 조사하였는데 평균은 24.67 중앙값은 5.13으로 관측되어 평균 수치는 본 연구의 평균보다 높게 나타나지만 중앙값은 큰 차이를 보이지 않는 것으로 볼 때 이것은 본 연구에서는 은퇴하거나 구직이 불가능한 경우를 기간에서 제외하여 미취업기간을 제시하는 것에 기인한 것으로 보인다.

<표 1.1> 분석 대상의 주요 기술 통계량

미취업 기간 표본의 개인별 특성의 통계량											
성별구성	남성					여성					Total
	인원 수					3,387					6,834
	비율					49.56%					100
학력	무학	초졸	중졸	고졸	전문대	4년제	석사	박사	무응답	Total	
	인원 수	110	672	911	3,184	637	1,219	90	9	2	6,834
	비율	1.61%	9.83%	13.33%	46.59%	9.32%	17.84%	1.32%	0.13%	0.03%	100
출생년도	Obs	Mean		Std.Dev		Min		Max		Median	
	6834	1962.994		12.89381		1926		1989		1965	

재취업 기간 표본의 개인별 특성의 통계량											
성별구성	남성					여성					Total
	인원 수					2,506					5,436
	비율					46.10%					100
학력	무학	초졸	중졸	고졸	전문대	4년제	석사	박사	무응답	Total	
	인원 수	71	521	736	2,522	518	982	77	7	2	5,436
	비율	1.04%	7.62%	10.77%	36.90%	7.58%	14.37%	1.13%	0.10%	0.03%	100
출생년도	Obs	Mean		Std.Dev		Min		Max		Median	
	5436	1963.428		12.23853		1927		1987		1965	

미취업 기간 및 재취업 시 재직기간의 사례별 통계량							
항목		Obs	Mean	Std.	Min	Max	Median
재취업 기간(개월) - 전체		15929	13.907	20.52	0	143	6
재취업 기간(개월) - 단절되지 않음		13345	9.995	15.142	0	133	4
재취업 기간(개월) - 단절됨		2584	34.108	30.408	0	143	23
재취업 후 재직기간(개월) -전체		12961	28.452	28.393	1	159	18
재취업 후 재직기간(개월) -단절되지 않음		9032	20.606	20.423	1	145	14
재취업 후 재직기간(개월) -단절됨		3929	46.488	35.128	6	159	36
퇴직 직장의 생애 전체 일자리 순서		15929	3.024	2.0015	1	19	3
97년 이후 퇴직 횟수		13723	2.1053	1.4639	1	15	2
이전 직장 경력 개월		15841	43.04	67.672	1	810	19

이항 변수의 분포					
자발/ 비자발적이직 여부	비자발적		자발적		Total
	사례수	3,794	사례수	9,235	15,929
정규직/ 비정규직 (퇴직당시)	비율	23.63%	비율	57.62%	100
	정규직	4,267	비정규직	4,856	15,929
정규직/ 비정규직 (재취업시)	비율	26.79%	비율	30.49%	100
	정규직	5,479	비정규직	3,790	12,961
가구주 여부	비율	42.27%	비율	29.24%	100
	가구주	10,286	아님	0	15,929
	비율	64.57%	비율	0.00%	100

재취업 시 재직기간의 전체 자료의 평균값은 28.45 중앙값은 18로 측정되었다. 윤윤구와 박성재(2008)의 연구에 의하면 취업상태 존속기간이 평균 20.5개월 중앙값이 9.93개월인 것으로 나타났다. 이는 본 연구 보다 다소 작은 수치인데 본 연구에서는 외환위기 전후 시기인 1995년부터 관측을 시작하여 최장 13년의 기간을 포함하는 반면 상기의 연구는 2000년을 기준으로 표본을 구축하였기 때문에 다소 차이가 있는 것으로 분석된다.

외환위기 기간을 정의하는 데에는 기준과 관점에 따라 다양한 견해가 존재할 수 있고 효과의 직간접성에 따라 단기적으로 또는 장기적으로도 정의할 수 있다. 기존 연구에서는 주로 구제금융 신청 전후로 구분하여 분석하거나 연도별로 분석하는 경우가 많아 외환위기의 직접적인 기간을 정확히 언제까지로 정의해야 하는 지에 대한 표준적 견해를 찾기는 어려워 보인다. 외환위기와 금융시장과 관련된 홍승제·강규호(2004), 유복근·김화균(2009)연구에서는 외환위기 시기를 1997년 10월27일에서 1999년 2월 26일까지로 정의하고 있는데 본 연구에서는 아래의 <표1.2>에서 나타나듯 2007년 4분기부터 실업이 증가하여 2009년 1분기에 다소 완화된 것으로 보아 2007년 4분기부터 2008년 4분기까지 15개월에 걸친 기간을 ‘외환위기 당시’의 시기로 설정하였다. 또한 본 연구에서는 연도별을 기준으로 한 분석도 포함하고 있어 외환위기 시기 설정의 기준이 다를 때에도 참고하여 분석할 수 있도록 하였다.

<표1.2> 외환위기 전후 분기의 표본 내 실업 사례 수 변화

표본 내 분기별 실업 사례 수								
연도/분기	2007/3	2007/4	2008/1	2008/2	2008/3	2008/4	2009/1	2009/2
Obs	264	493	533	457	349	412	305	352



### III. 분석 모형<sup>3)</sup>

본 연구에서는 노동자의 직장 퇴직 후 미취업 기간과 재취업 시 재직기간에 대해 위험도모형(hazard model)방식을 적용하여 분석해보도록 한다. 위험도 모형은 관측 대상이 어떠한 상태에서 다른 상태로 이탈할 위험에 대해 분석하는데 널리 활용되는 모형으로서 Keifer(1998)의 연구는 위험도 모형을 실업 기간 분석에 적용한 대표적인 사례이며 국내에서 진행된 대부분의 실업 기간과 관련된 연구에서 이 방법을 활용하고 있다.

본 연구에서는 다양한 속성들 별로 미취업 기간과 재취업 시 재직기간이 시간에 따라 어떤 추이를 보이며 변화하는 지 살펴보기 위해 생존함수 추정 방식 중 대표적인 방식인 Kaplan-Meier(1958)의 비모수적 생존함수 추정법을 통해 각각의 기간의 생존함수를 추정하고 그 결과를 해석해보도록 한다.

또한 생존기간에 영향을 주는 요인을 상호 통제하여 분석해보기 위해 Cox(1972)의 비례적 위험함수 모형(Proportional Hazard Model)방식을 통한 회귀분석을 통해 위험도의 크기에 영향을 미치는 요인을 세부적으로 분석하도록 한다.

위험함수 모형의 개념을 살펴보면 어떤 관측치의 생존기간을  $T(\geq 0)$ 라 하고  $T$ 는  $f(t)$ 를 PDF로,  $F(t)$ 를 CDF로 가질 때 어떤 관측치의 생존함수와 위험함수를 각각  $S(t)$ ,  $\lambda(t)$ 라 하면 각각의 함수는

$$F(t) = \Pr(T < t)$$

$$S(t) = P(T \geq t) = 1 - F(t)$$

$$\lambda(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} (t < T \leq t + dt | T \geq t) / dt = f(t) / S(t)$$

---

3) 본 장의 모형에 대한 이론적 설명은 동일한 방법을 사용한 정인수(2003)를 참조하여 작성하였다. 위험 함수에 대한 자세한 수학적 속성은 Lancaster(1992), Cox모형의 수학적 속성은 Cox(1972)에 제시되어 있다.

와 같이 정의된다. 즉 생존 함수는 어떤 시점  $t$ 까지 관측치가 다른 시점으로 이탈하지 않을 확률로서 1에서  $t$  시점까지의 누적 탈출 확률을 빼고 같다. 위험 함수는  $t$ 까지 살아남은 관측치가  $t$ 에서  $t+dt$  구간까지 생존할 평균 생존 확률을 조건부 확률로 구한 뒤 이를  $dt$ 를 매우 짧은 기간으로 보내어 정의한 순간 탈출 확률을 함수값으로 가지며 이 값은  $t$ 의 PDF를 위험함수로 나눈 값과 같다.

이러한 정의에 따라 퇴직 후  $t$ 번째 기간에 미취업에서 탈출하는 확률을 Kaplan Meier 방식으로 구하는 방법은 다음과 같다.

$t_j$  이전까지 실업상태에 있는 실업자수를  $n_j$ 라 하면  $n_j$ 에는  $j$ 시점에 실업으로부터 탈출하는 실업자 수  $h_j$ 와 그 시점에  $j$ 에 아직 실업상태가 끝난 것인지 아닌지 알 수 없는 절단된 관측치  $m_j$ 개가 있다. 생존 시간이 이산 분포일 때 실업탈출확률  $\hat{\lambda}(t_j)$ 와 실업이 계속되는 생존함수  $\hat{S}(t_j)$ 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$n_j = \sum_{t \geq j}^K (m_j + h_j)$$

$$\hat{\lambda}(t_j) = h_j / n_j$$

$$\hat{S}(t_j) = \prod_{j: t_j \leq t} (1 - h_j / n_j) \text{ for } t_1 \leq t \leq t_k, j = 1, 2, \dots, k$$

즉, 생존 함수는 이전까지 매 시점의 탈출확률을 1에서 빼 값의 연속적인 곱으로 정의되며 절단된 관측치가 없는 경우 K-M 추정량은 단순한 누적 생존 분포와 같다.

다음으로 비례적 위험도 모형으로 불리는 Cox모형에 대해 설명하면 다음과 같다. 비례적 위험도 모형에서  $x$ 라는 설명변수를 가지는 관측치의  $t$ 기에서의 위험도를 나타내는 함수  $\lambda$ 는

$$\lambda(t, x, \beta, \lambda_0) = \phi(x, \beta) \lambda_0(t)$$

와 같이 정의되는데 즉, 개인의 탈출 위험을  $t$  기간에 모든 개인에게 동일한 기본위험도(baseline hazard)인  $\lambda_0(t)$ 와 시간에 관계없는 특성인  $x$ , parameter인  $\beta$ 에 의존하는 것으로 보는 것이다. 따라서 각 개인은 기본 위험도에 설명변수  $x$ 의 특성과  $\beta$ 의 값에 따라 단순히 비례적으로 증감된 위험함수를 갖는다.

이 때  $\phi(x, \beta)$ 를 지수함수로 가정하여  $\phi(x, \beta) = \exp(x\beta)$  로 놓은 뒤 식에 대입한 뒤 로그를 취하고 양 변을  $x$ 에 대하여 미분하면

$$d\ln\lambda(t, x, \beta, \lambda_0)/dx = d\ln\phi(x, \beta)/dx \text{ 가 되고 이에 따라}$$

$$d\ln\lambda(t, x, \beta, \lambda_0)/dx = \beta \text{ 가 된다.}$$

즉, 설명변수  $x$ 의 위험함수의 로그값에 대한 한계적 영향이  $\beta$  만큼이 된다.

Cox모형의 분석에서는 이러한 가정 하여 MLE 방법을 통해 위험함수를 추정한다.

## IV.실증 분석

이 장에서는 Kaplan Meier(K-M) 생존 함수 추정 방식을 통해 지속 기간에 따른 퇴직자의 미취업 생존함수와 재취업 시 재직상태의 생존함수를 분석하고 Cox의 비례적 위험도 분석 모형을 통해 각 기간의 탈출 위험도를 분석한다.

### 4.1 미취업 상태의 생존기간 분석(Kaplan-Meier 생존함수 추정 분석)

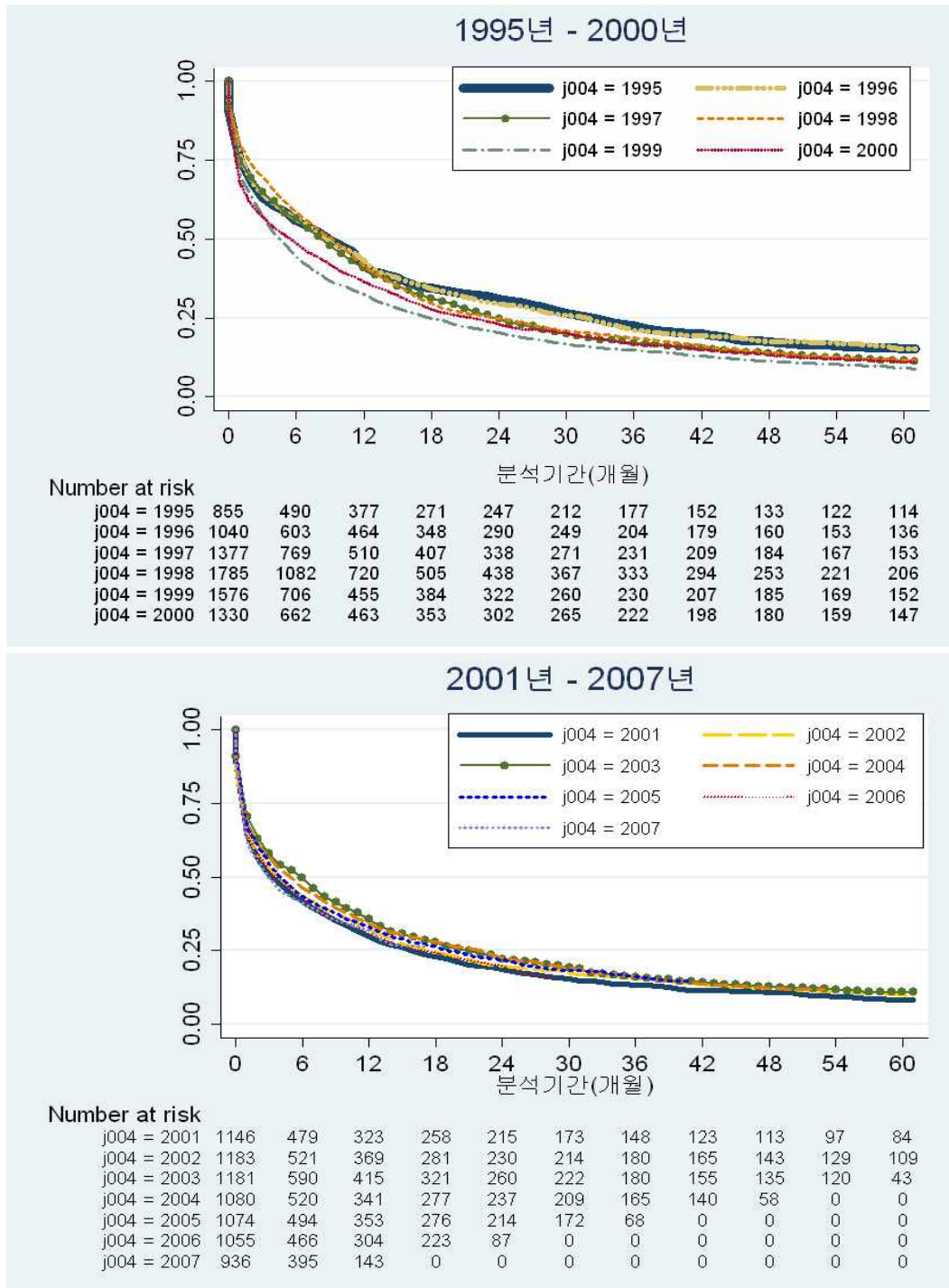
먼저 미취업 기간에 대해 분석대상 기간이 되는 1995년에서 2007년까지 각 퇴직 연도별로 Kaplan-Meier(K-M) 방식을 통해 추정한 생존확률 함수를 60개월까지 나타낸 결과가 <그림4.1.1>에 제시되어 있고 그래프와 함께 매 6개월마다 해당시점에 존재하는 사례의 수가 표로 나타나 있다. 먼저 외환위기 전후를 통과하는 1995년에서 2000년 사이의 실업 사례에 대한 분석이 위의 그래프에 나타나 있는데 각 연도별로 어느 정도 차이를 보임을 알 수 있다. 먼저 외환위기의 발생기와 중심기에 있는 1997년과 1998년의 관측치는 퇴직 후 12개월 이하의 짧은 기간에서 미취업 생존 함수의 값이 높은 것으로 나타난다. 반면 외환위기 이전인 1995년과 1996년의 퇴직집단의 관측치는 두 그래프가 비슷한 추세를 보이는데 10개월 이하의 짧은 기간에서는 1998년에 비해 미취업 생존함수의 값이 낮지만 12개월 이상의 기간을 기점으로 실업 탈출이 둔화되어 장기적인 미취업에 머물게 되는 비중이 다른 기간에 비해 상대적으로 높게 나타났다. 이와 같이 미취업 탈출이 둔화되는 12개월 이상의 기간은 외환위기의 시기와 겹치는데 외환위기 당시에 이미 어느 정도 중장기적 미취업 상태에 있는 집단에게 외환 위기가 닥쳐 미취업 상태에 계속 머물게 되

어 장기적 미취업상태로 이행했을 가능성을 암시한다. 외환위기에서 어느 정도 탈출하는 시점인 1999년과 2000년의 퇴직 사례의 경우 6개월 이내에 미취업상태에서 탈출하는 경향이 이전 기간에 비해 뚜렷이 높으며 12개월 이상부터 미취업 탈출이 둔화되어 장기적으로 갈수록 이전 2년의 퇴직 집단의 미취업 탈출 확률과 비슷하게 수렴하게 된다. 아래의 그래프와 도표는 비교적 최근 기간인 2001년 이후의 연도별 미취업 생존확률 함수의 추정치를 보여준다. 각 연도의 그래프는 대체적으로 동질적인 형태를 보여주는데 2001년, 2002년, 2006년, 2007년이 빠른 미취업 탈출 경향을 보인다. 위의 그래프와 아래의 그래프를 전체적으로 비교해 보면 분석기간 6개월을 중심으로 볼 때 2001년 이후 사례에서는 대부분 50% 이상이 미취업에서 이탈했지만 1998년 이전에는 모두 50%이상의 생존 함수값을 보여 2000년대로 넘어오면서 미취업 기간이 대체로 짧아지는 경향을 나타내었다.

곧바로 이어지는 <그림4.1.2>에서는 <그림4.1.1>을 보충하여 미취업 기간이 외환위기 시기를 거쳐갈 때 미취업 생존의 추세를 자세히 살펴보기 위하여 1997년 10월부터 2000년 1월까지 3개월마다 퇴직한 대상들을 집단으로 분류하여 작성한 각각의 미취업 생존 확률의 K-M추정치가 60개월 기간 동안 5개씩 3개의 그래프로 나누어 제시되어 있다. 모든 기간의 그래프는 대체로 짧은 미취업 기간에서 미취업 탈출이 급속하게 이루어지며 점점 미취업 탈출이 둔화되는 모습을 공통적으로 나타낸다.

그림의 사각형 내부의 부분이 외환위기 당시로 설정된 기간인데 해당 기간을 중심으로 그래프를 살펴보면 외환위기 기간 도중에 퇴직을 경험한 두 번째 그림에서 다른 기간에서보다 미취업기간 초기에 미취업에서 탈출하는 속도가 상대적으로 늦어지는 것을 볼 수 있다. 퇴직이후 3개월에서 1년여 이후 외환위기를 맞은 첫 번째 그림의 집단에서 외환위기 도중의 미취업 생존의 경향을 보면 미취업 탈출이 다소 더뎠다는 경향이

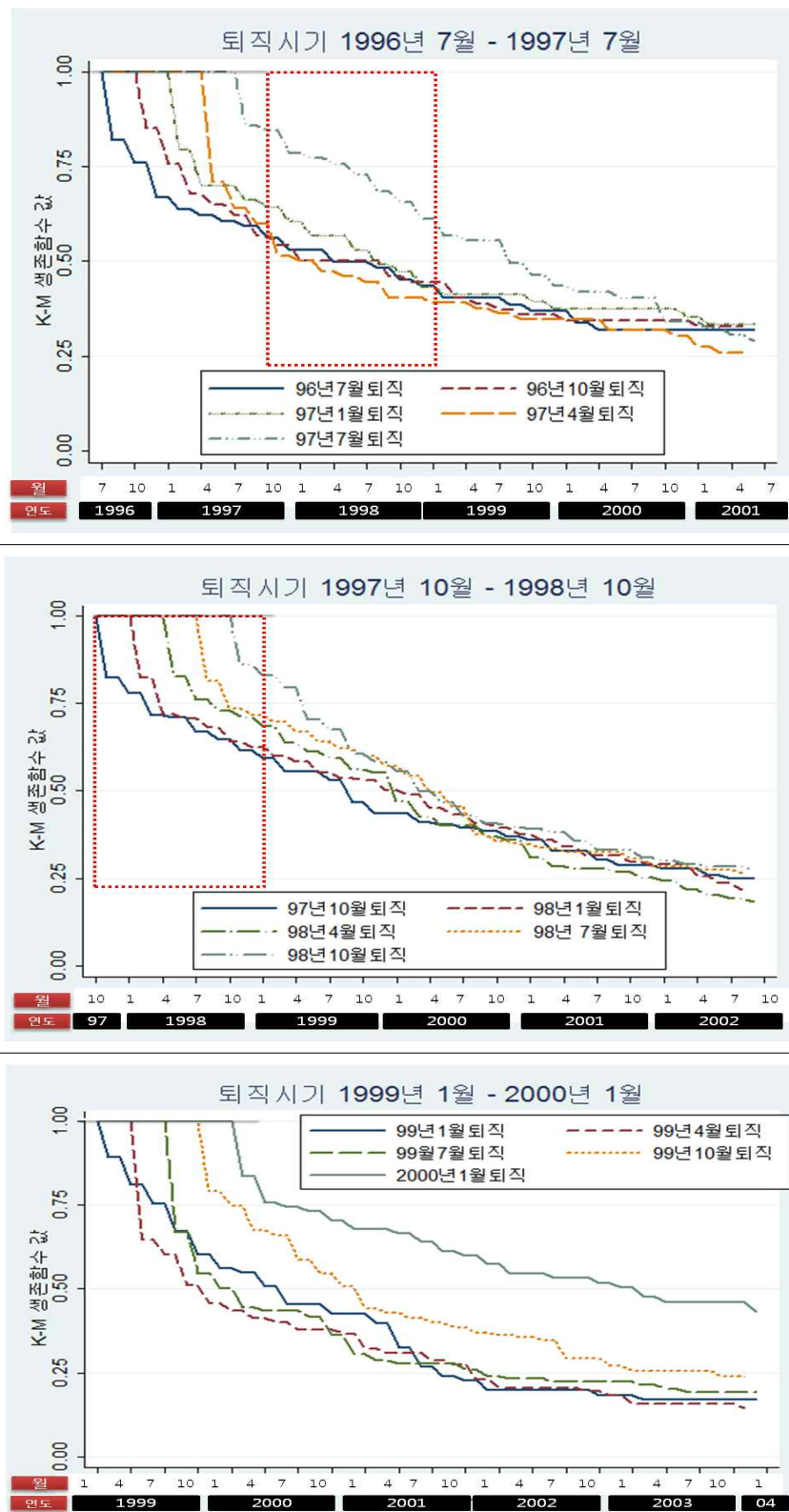
<그림 4.1.1> 퇴직 연도별 미취업 상태의 생존 함수(K- M 추정치)4)



J004 : 퇴직 연도

4) 그래프 간의 Log-rank 동일성 검정의 추정치는 부록의 <부표4.1.1>을 참고

1996년 7월부터 매 3개월마다의 퇴직 집단별 미취업 상태의 생존 함수  
 < 그림 4. 1. 2 >



퇴직시기 1996년 7월 - 1997년 7월  
 퇴직시기 1997년 10월 - 1998년 10월  
 퇴직시기 1999년 1월 - 2000년 1월

보이며 60개월 시점에서 다른 기간에 퇴직 집단보다 미취업 생존 함수값이 높아 <그림 4.1.1>에서 살펴본 것과 같이 외환위기가 미취업 생존 기간에 미친 영향을 살펴볼 수 있다.

앞 선 분석에서 외환위기가 미취업 기간에 주는 전반적인 영향을 살펴 보았다면 이후의 분석에서는 표본을 학력, 직위별로 나누어 서로 다른 집단에 외환위기가 상이한 영향을 주는 지 여부를 살펴보고자 한다.

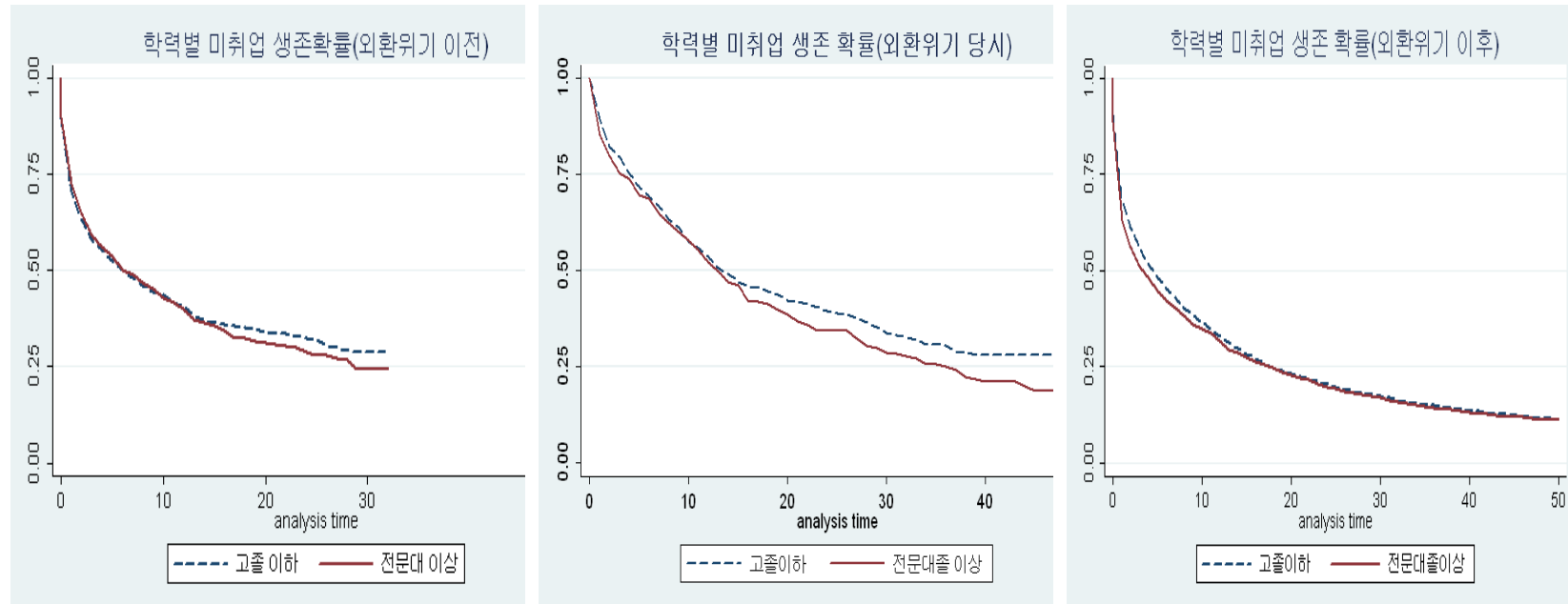
먼저 <그림4.1.3>에서는 외환위기 전·중·후를 거치며 고졸이하와 전문대 이상 학력의 대상자 집단에서 미취업 생존 함수가 각각 어떻게 나타나는 지를 보여주고 있다. 분석 결과를 보면 맨 왼 쪽의 외환위기 이전의 학력별 미취업 탈출 확률 분포는 짧은 기간에서는 오히려 고졸 이하 대상자의 미취업 생존확률이 낮게 나타나다가 외환위기 시기에 가까워 올수록 전문대졸 이상의 대상자의 미취업 생존확률이 높게 나타나고 고학력자일수록 미취업 기간이 짧은 경향이 나타나기 시작한다.

아래의 <그림4.1.4>에는 정규직과 비정규직으로 집단을 구분하여 외환위기 당시와 외환위기 이후 양 시점에서 각 집단의 미취업 생존 함수를 분석한 추정치가 제시되어 있다. 양쪽의 그래프를 비교해보면 외환위기 당시의 시점에서 정규직과 비정규직 간의 미취업 생존 함수 간의 격차가 더 큰 것을 확인할 수 있다. 이것은 위의 학력 간 분석과 마찬가지로 의미로서 퇴직당시 비정규직으로서 종사상 지위가 낮은 집단에서 외환위기 당시에 취업에 상대적으로 더 큰 어려움을 겪었을 것임을 암시한다.

이 밖에 미취업 초기 단계일 때 비자발적 퇴직자의 생존 함수가 높은 값을 가졌고 20대에서 40대까지 연령으로 갈 때는 미취업 기간이 짧아지지만 이후 연령대로 이행할수록 미취업기간이 길어지는 경향이 나타났으며 97년 이후 실업 횟수가 늘어날수록 미취업기간은 짧아지는 분석 결과를 얻었고 이 결과는 부록에 수록하였다.



<그림 4.1.3>학력별 외환위기 전·중·후의 미취업 상태의 생존 확률 (K-M 추정치)



외환위기 이전	time at risk	incident rate	관측수	
고졸이하	10814	0.070742	1503	
전문대이상	5459	0.068328	679	
total	16273	0.069932	2182	

survival time			Log-rank test for equality of survivor function	
25%	50%	75%		
2	9	.		
2	10	.		
2	9	.		
			chi2(1)	Pr>
			0.13	

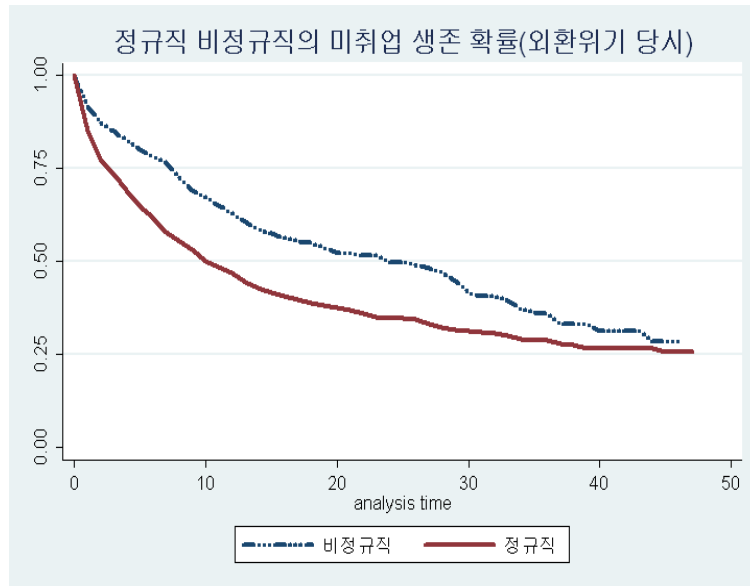
외환위기 당시	time at risk	incident rate	관측수	
고졸이하	15456	0.050789	2113	
전문대이상	5581	0.056442	806	
total	21037	0.052289	2919	

survival time			Log-rank test for equality of survivor functions	
25%	50%	75%		
4	12	39	chi2(1)	Pr>ch
3	12	29		
4	12	37		
			3.31	0.0

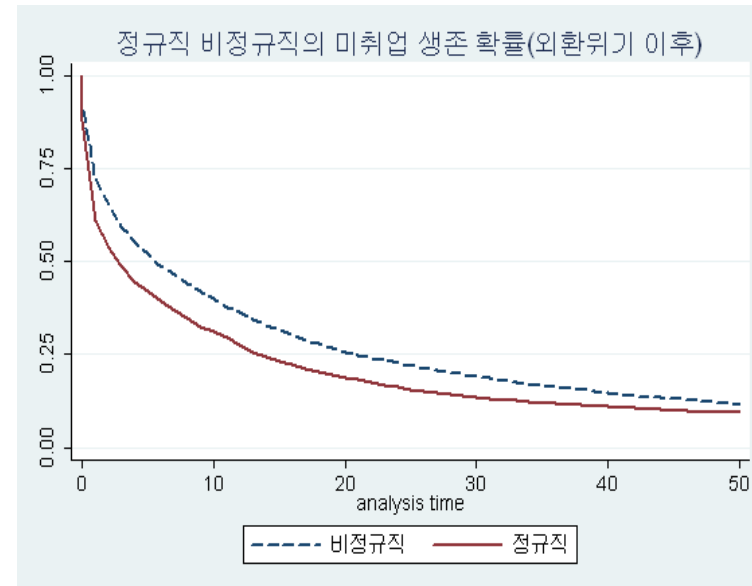
외환위기 이후	time at risk	incident rate	관측수	
고졸이하	123017	0.055155	8404	
전문대이상	47097	0.053719	3106	
total	170114	0.054757	11510	

survival time			Log-rank test for equality of survivor functions	
25%	50%	75%		
2	7	21	chi2(1)	Pr>chi2
1	6	21		
1	7	21	0.02	0.8970

<그림4.1.4>직위별 외환위기 중·후의 미취업 상태의 생존 함수(K-M 추정치)



외환위기 당시	time at risk	incident rate	관측수	
비정규직	6178	0.036581	841	
정규직	12075	0.05176	1579	
total	18253	0.046623	2420	
survival time				
25%	50%	75%	Log-rank test for equality of survivor functions	
8	24	44		
3	11	39	chi2(1)	Pr>chi2
4	14	.	36.78	0



외환위기 당시	time at risk	incident rate	관측수	
비정규직	52215	0.053701	3551	
정규직	67513	0.057782	4723	
total	119728	0.056002	8274	
survival time			Log-rank test for equality of survivor functions	
25%	50%	75%		
2	8	23		
1	5	17		
1	6	19		
			chi2(1)	Pr>chi2
			34.04	0

## 4.2 재취업 시 재직상태의 생존기간 분석(K-M 생존함수 분석)

이번에는 앞의 절에서 적용하였던 방식을 동일하게 적용하여 재취업 시 재직기간에 대해 각 분류에 따라 K-M 생존 함수 추정량을 도출하고 그 결과를 해석해 보고자 한다.

먼저 아래의 <그림 4.2.1>에서는 재취업 후 재직기간의 생존함수가 재취업 이전 퇴직 당시 연도 별로 구분되어 제시되어 있으며<sup>5)</sup> 1995년부터 2007년까지 집단의 통계치를 각 6년, 7년 씩 분류하여 각각 위, 아래의 그래프와 표로 제시하였다.

결과를 분석해 보면 위의 1995년에서 2000년 사이의 퇴직 집단 별 자료에는 연도별로 어느 정도의 차이를 보이고 있는데 2000년 퇴직 집단에서 가장 높은 생존 확률을 나타내고 있고 1997년의 퇴직 집단에서 다음 재직기간이 가장 짧은 것으로 나타나는데 이는 재취업 시 외환위기의 중심기인 1998년의 시기를 거치기 때문으로 보인다. 1996년 퇴직 집단과 1998년 퇴직 집단은 1997년에 비해 긴 재직기간을 가지며 비슷한 분포를 가진다. 1999년 퇴직 집단은 1998년 집단에 비해 조금 높은 재직상태 생존 함수 값을 보이고 있어 재직상태의 안정성이 점차 회복되고 있었던 것으로 보이고 2000년 퇴직 집단에서는 이전 연도와 확연히 구분되는 높은 재직 생존 확률을 나타내어 이 시기부터 고용이 안정화 단계에 접어들었다고 볼 수 있다. 아래의 2001년부터 2007년 집단의 그래프를 살펴보면 2007년 퇴직 집단을 제외하고는 각 연도별 그래프들이 확률 값이나 감소 추이에 있어서 매우 동질적인 형태를 보이고 있어 연도별 구분이 어려운 것을 볼 수 있다.

---

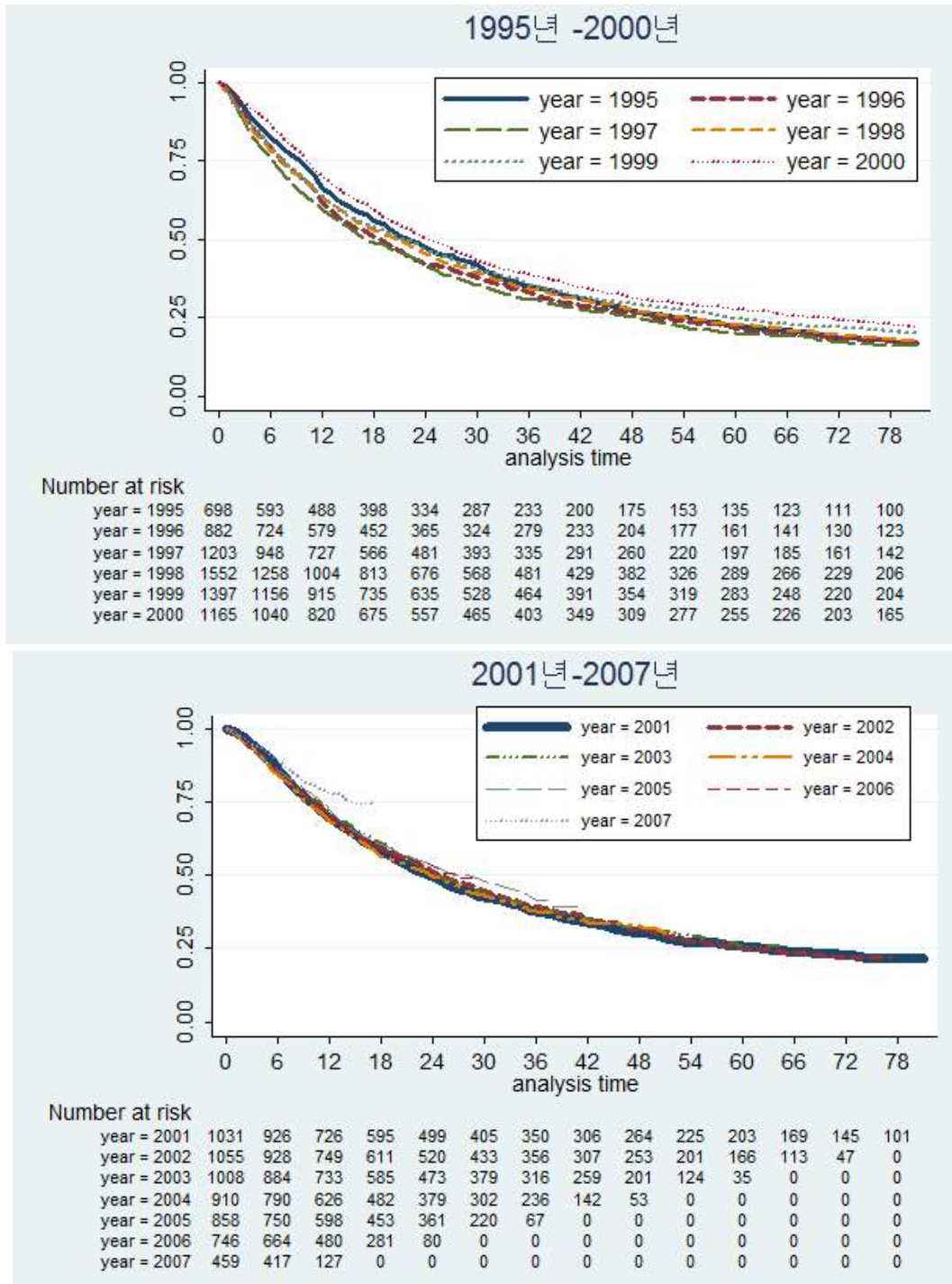
5) 재취업 당시 연도별이 아닌 퇴직 당시 연도를 기준으로 분류한 것은 본 연구의 표본은 1995년 이후 퇴직을 경험한 사례를 대상으로만 구축되어 있어 재직 연도를 기준으로 하면 1995년과 1996년의 표본수가 작아지고 미취업 기간이 짧은 재취업자 들만 표본에 포함되기 때문에 편의의 위험이 있다고 판단했기 때문이다.

위의 그래프와 아래의 그래프를 통해 1990년대와 2000년대를 비교해 보면 2001년 이후의 그래프는 2000년 당시의 그래프와 유사한 형태를 띠므로 1990년대 후반에 비해 2000년대에 들어와서 재직 기간은 더욱 길어지고 있으며 그 분포가 연도별로 안정적으로 나타나는 것을 알 수 있다. 따라서 외환위기를 거치는 과정에서는 짧은 재직기간에 취업 상태에서 이탈하는 사례가 증가하는 추이를 보이다가 외환위기 이후 재직 기간은 빠르게 회복 추세를 보였고 2000년대 들어서는 이전보다 재직기간이 길어지고 연도별 재직기간의 추세도 안정적인 모습을 보이고 있다는 것을 알 수 있다.

한편 <그림 4.2.2>에서는 1996년 7월 시점부터 2000년 1월까지 매 3개월마다의 시점에서 재취업한 집단별 재직 상태의 생존함수가 3개의 그래프로 나뉘어 제시되어있으며 사각형으로 표시된 내부의 기간이 외환위기로 설정된 기간이다. 외환위기 도중에 재취업한 두 번째 그래프를 보면 외환위기 도중인 재직기간 초기에 1997년 이전에 비해 재직 상태의 탈출이 빠르게 이루어진 경향이 나타난다. 재취업 후 3개월에서 1년 이후의 기간에 외환위기를 맞은 첫 번째 그래프의 집단에서는 외환위기 이전과 이후에는 재직 상태의 탈출이 더디지만 외환위기 기간에 상대적으로 재직상태에서 탈출하는 속도가 빠른 것을 볼 수 있다.

다음으로 위의 <그림4.2.3>에는 재취업 이전의 미취업 기간에 외환위기를 경험한 집단을 분류하고 미취업 기간에 외환위기를 경험하지 않았던 집단을 다시 외환위기 이전 퇴직인지 이후 퇴직인지로 구분하여 이상의 3개 집단 각각의 재취업 시 재직상태의 생존 함수를 추정한 결과가 나타나 있다. 그래프에서 볼 수 있듯이 구직 기간이 외환위기 당시를 지나는 집단은 재직상태의 생존함수값이 상대적으로 낮은 것을 볼 수 있다. 이는 외환위기 시기를 직접적으로 거치는 것뿐만 아니라 외환위기 도중에 퇴직했을 때 구직 상황이 좋지 않아 고용 안정이 보장되지 않은 직장에

<그림4.2.1> 연도별 재취업 시 재직상태의 생존함수 (K-M 추정치)<sup>6)</sup>

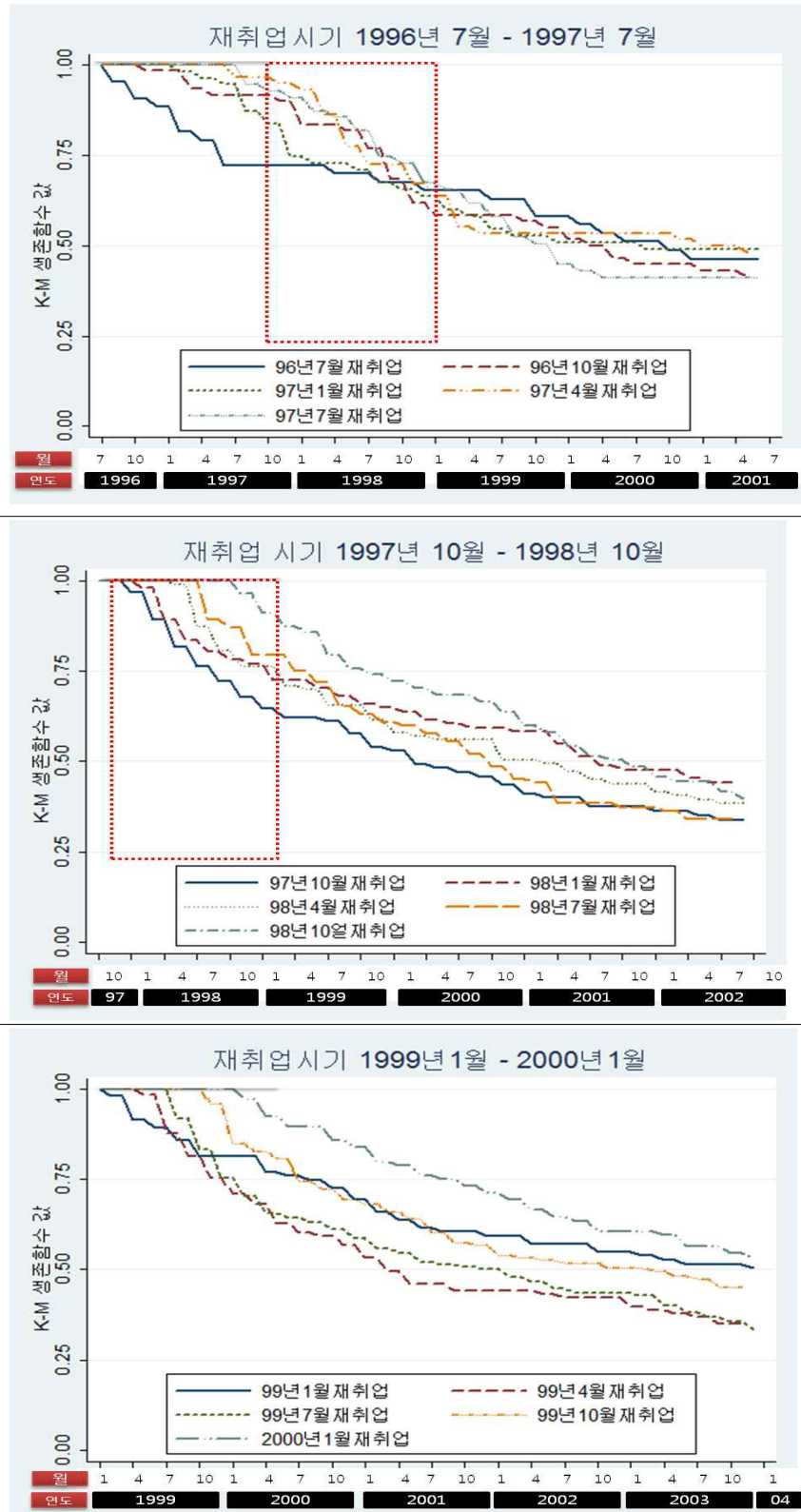


year : 퇴직 연도

6) 그래프간 동일성 검정 결과는 부록의 <부표4.2.1>에 수록되어 있다.

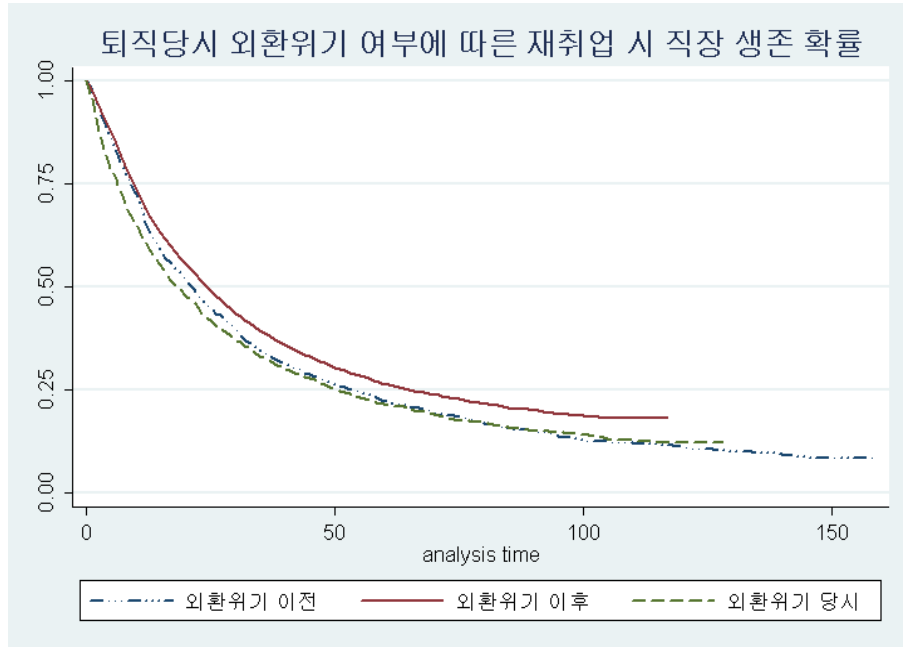
< 그림 4. 2. 2 >

1996년 7월부터 매 3개월 마다의 퇴직 집단별 재취업 시 재직 상태의 생존 함수



의환위기당시기간 1997년 10월 ~ 1998년 12월 (점선 사각형내부)

<그림4.2.3>미취업 당시 외환위기 경험 여부에 따른  
재취업 시 재직 상태의 생존함수 (K-M 추정치)



외환위기 기준 시점	time at risk	incident rate	관측수	survival time			Log-rank test for equality of survivor functions		
				25%	50%	75%	시점	chi2(1)	Pr>chi2
이전	54165	0.023576	1478	9	22	53	이전-당시	2.35	0.1256
당시	85198	0.026315	2772	7	19	51	당시-이후	65.94	0
이후	229480	0.024033	8714	10	25	65	이전-이후	18.87	0
total	368843	0.024493	12964	9	23	60			

많이 취업했거나 개인과 일자리 간의 궁합이 잘 맞지 않았을 가능성을 암시한다. 외환위기 이전에 퇴직을 경험한 후 재취업 한 집단은 재취업 시 외환위기 이후와 비슷한 재직 상태의 생존 양상을 보이다가 외환위기 시기에 근접해 가면서 재직 기간의 생존 확률이 급격히 떨어지는 양상을 보인다. 이는 앞의 <그림4.2.1>의 분석에서와 같이 외환위기를 통과하며 대량 실업 사태의 영향에 의해 재직 상태에서 탈출이 급격하게 이루어진 것으로 볼 수 있으며 외환위기 이후와 비교해 볼 때 재취업 이후 장기적으로 한 직장에서 생존할 확률이 외환위기를 거치며 떨어졌다는 사실을 보여준다.

다음으로 아래의 <그림4.2.4>에서는 재취업 시 재직 당시를 기준으로

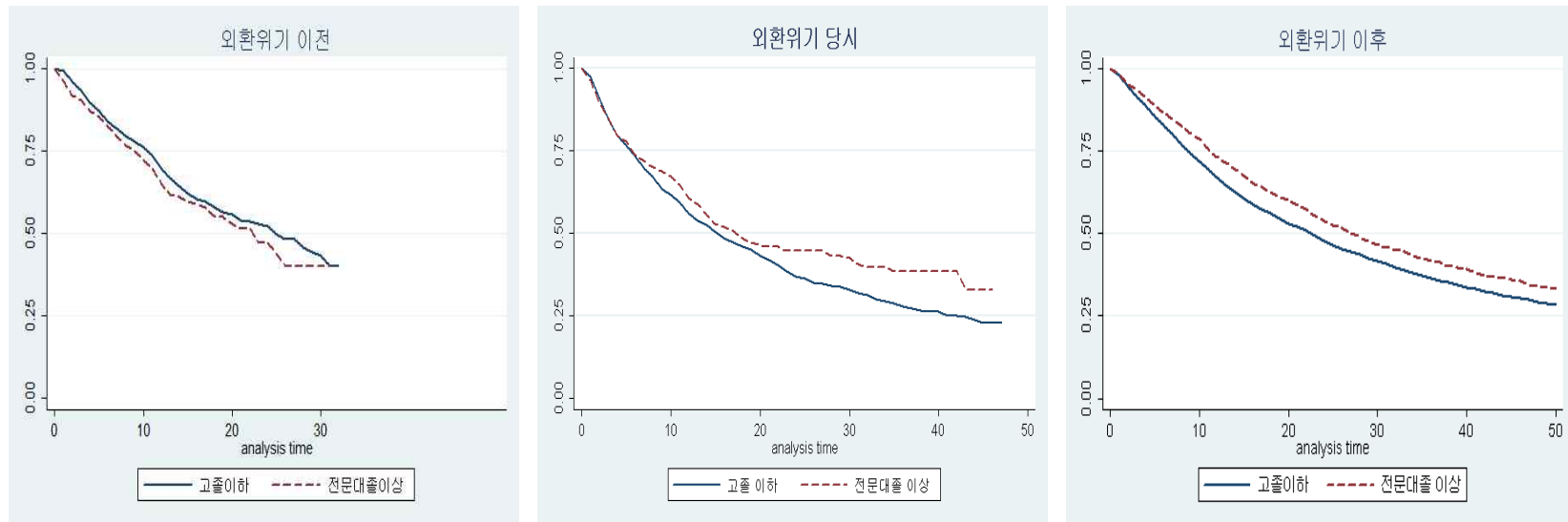
외환위기 전·중·후의 시기를 구분하여 학력 별로 재취업 시 재직상태의 생존 함수를 분석하고 있다. 결과를 분석해보면 외환위기 이후의 시기는 일관되게 고학력 노동자 집단에서 재직상태의 탈출 확률이 더 낮은 것으로 나타난다. 외환위기 이전은 오히려 저학력 집단에서 재직상태의 탈출 확률이 더 낮은 것으로 나타났고 외환위기 당시에는 짧은 재직 기간에 외환위기를 맞이한 경우는 학력별로 생존 확률에 큰 차이를 보이지 않다가 약 8개월 이상의 재직기간이후부터 고학력 노동자의 생존 확률이 높은 것으로 나타나며 20개월 이상 장기적으로 재직 중에 외환위기를 맞은 경우에 고학력 노동자의 재직상태 생존 확률이 더 높은 것으로 나타났다.

다음의 <그림4.2.5>에서는 정규직 비정규직 구분에 따라 외환위기 당시와 외환위기 이후의 재취업 후 재직상태의 생존함수를 추정한 결과가 제시되어 있다. 추정된 그래프를 보면 외환위기 중과 외환위기 이후 모두에서 정규직 근로자일 때 재직상태의 생존 확률이 더 높은 것으로 나타나며 두 집단 사이의 차이가 각 시기별로 두드러지게 차이가 나지는 않는 것으로 보인다.

그 밖에 연령별 분포에서는 40대까지는 생존 확률이 높아지다가 50대 이후에는 생존 함수 값이 낮아지는 경향을 보였으며 비자발적 퇴직 후 재취업 자는 짧은 재직 기간에서는 자발적 퇴직자에 비해 생존함수 값이 높게 나타났고 97년 이후 실업 차수에서는 1회 2회까지는 비슷한 분포를 보이다 3회 이후부터 생존 함수 값이 낮아지는 것으로 분석되었다. 이 추정치의 그래프는 <부록>에 제시되어 있다.



<그림 4.2.4> 학력별 외환위기 전·중·후의 재취업 시 재직 상태의 생존함수(K-M 추정치)

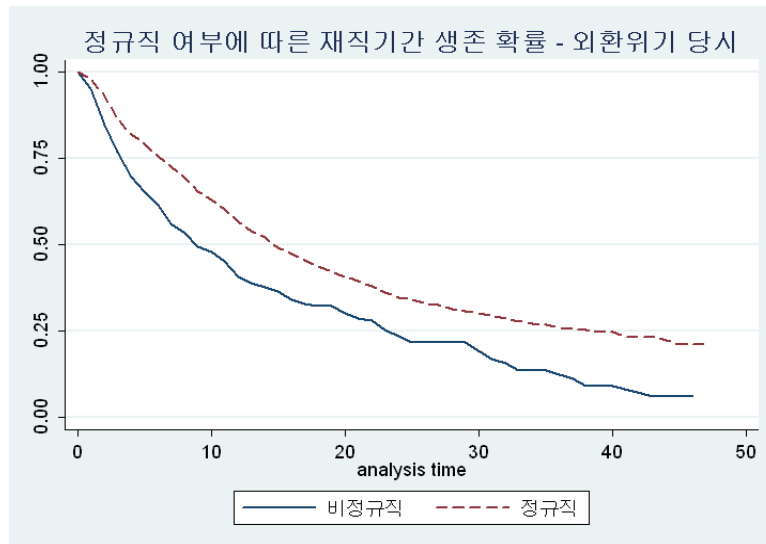


외환위기 이전	time at risk	incident rate	관측수	
고졸이하	13056	0.02834	1175	
전문대이상	3066	0.03229	288	
total	16122	0.029091	1463	
survival time			Log-rank test for equality of survivor functions	
25%	50%	75%		
11	25			
9	23			
11	25			
			chi2(1)	Pr>chi2
			1.32	0.2502

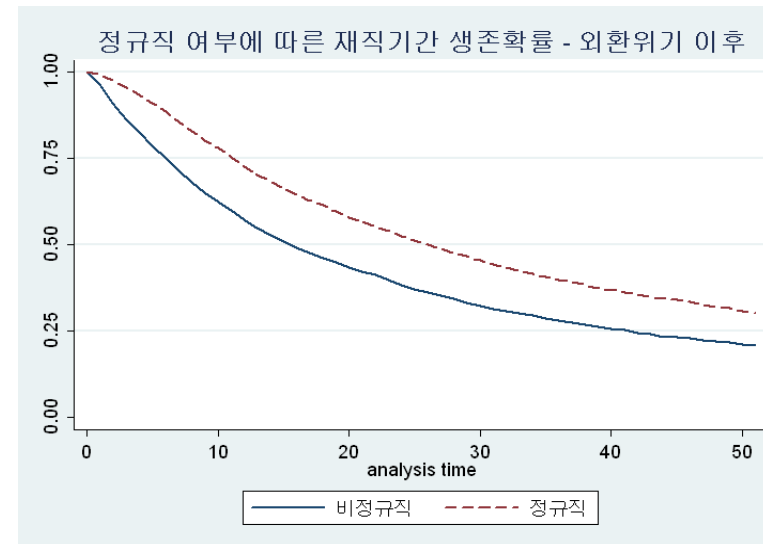
외환위기 당시	time at risk	incident rate	관측수	
고졸이하	16105	0.039801	1895	
전문대이상	3658	0.031985	423	
total	19763	0.038355	2318	
survival time				
25%	50%	75%	Log-rank test for equality of survivor functions	
6	16	43		
6	18		chi2(1)	Pr>chi2
6	16	45	4.00	0.0455

외환위기 이후	time at risk	incident rate	관측수	
고졸이하	267834	0.024153	9550	
전문대이상	65124	0.020545	2148	
total	332958	0.023447	11698	
survival time				
25%	50%	75%	Log-rank test for equality of survivor functions	
9	23	59		
12	28	74	chi2(1)	Pr>chi2
10	24	61	26.46	0

<그림 4.2.5>재취업 직장 직위별 외환위기 중·후의 재취업 시 재직 상태의 생존함수(K-M 추정치)



외환위기 당시	time at risk	incident rate	관측수	
비정규직	3657	0.067815	573	
정규직	10265	0.039455	1147	
total	13922	0.046904	1720	
survival time			Log-rank test for equality of survivor functions	
25%	50%	75%		
4	9	24		
7	15	39		
5	13	32	chi2(1)	Pr>chi2
			28.27	0



외환위기 이후	time at risk	incident rate	관측수	
비정규직	73735	0.033064	3365	
정규직	142285	0.022146	4873	
total	216020	0.025873	8238	
survival time			Log-rank test for equality of survivor functions	
25%	50%	75%		
6	16	42		
12	26	65		
9	22	55	chi2(1)	Pr>chi2
			165.15	0

### 4.3 미취업상태 탈출 위험도 분석(Cox Hazard 모형 분석)

앞선 4.1절과 4.2절에서 Kaplan-Meier의 비모수적 생존함수 추정량을 활용하여 외환위기 시기에 걸쳐 미취업 생존 함수와 재취업 시 재직상태의 생존 함수를 추정하고 결과를 분석하였다. 이후에서는 앞선 분석에서 사용되었던 각 변수들이 각각의 상태에서 탈출할 위험에 미치는 한계적 효과를 알아보고 영향을 미칠 수 있는 다른 변수들을 통제한 분석을 수행하기 위하여 Cox의 비례적 위험도 모형에 기초한 회귀분석을 시행하였다.

미취업 탈출 확률을 분석하기 위한 회귀분석은 Cox proportional hazard model 에 따라 시점을 통제했을 때 한 개인이 가지는 위험도는 포함되는 설명변수의 속성에 따라 비례적으로 결정된다는 가정 하에 추정되며 앞선 생존함수 분석과는 달리 탈출 위험도의 분석이므로 계수 값이 커질수록 탈출 위험도는 높아짐을 의미하게 되고 곧 생존 확률은 낮아지는 것을 의미한다. 종속변수는 탈출 위험도의 로그값으로 어떤 계수  $\beta_0$  가 한 단위 증가하면 탈출 위험도는  $100 \times \beta_0 \%$ 만큼 증가하는 것으로 해석할 수 있다.

미취업 탈출의 위험도를 분석하기 위해 앞선 K-M 분석 모형에서 살펴 보았던 외환위기를 기준으로 한 시기 구분, 학력 구분, 정규직 여부, 연도별 특성 등을 주요 설명변수로 구성하였고 개인의 성별, 연령, 가구주 여부, 가구의 총 자녀 수 등을 통제변수로 함께 분석하였다. 아래의 <표 4.3.1>에는 이러한 방식을 통한 회귀분석의 결과가 나타나 있다.

<표4.3.1>에는 모두 세 가지의 회귀분석 결과가 제시되어 있는데 Regression(1)은 외환위기 전, 중, 후 모든 기간을 포함하며 외환위기를 기점으로 구분된 각 시기의 미취업탈출 확률이 각각의 변수에 어떻게 의존하는지 살펴보기 위하여 변수 간의 교차항은 모두 제외하였고 외환위기 이전, 당시의 더미변수와 전문대이상의 더미변수, 그 밖의 통제변수들

이 포함되어 있다. Regression(2)의 회귀분석은 학력별 대상자의 외환위기 전·중·후의 시점별 퇴직 위험도 변화를 자세히 살펴볼 수 있도록 하기 위해 전체 기간을 대상으로 외환위기 시기별 더미변수와 학력별 더

<표 4.3.1> 미취업 탈출 위험도 분석

VARIABLES	Regression(1)		Regression(2)		Regression(3)	
	계수	표준편차	계수	표준편차	계수	표준편차
외환위기	-0.181***	(0.0363)	-0.219***	(0.0409)	-0.464***	(0.0748)
외환위기 이전	0.0309	(0.0367)	0.0271	(0.0415)		
전문대졸 이상	0.00662	(0.0201)	-0.00813	(0.0224)	-0.00912	(0.0269)
외환위기×전문대이상			0.140**	(0.0664)	0.135*	(0.0768)
외환위기 이전×전문대이상			0.0157	(0.0617)		
정규직					0.116***	(0.0247)
외환위기×정규직					0.302***	(0.0771)
남성	0.340***	(0.0218)	0.340***	(0.0218)	0.353***	(0.0267)
자녀 수	0.0230**	(0.0112)	0.0228**	(0.0112)	0.0350**	(0.0140)
가구주	0.323***	(0.0260)	0.323***	(0.0260)	0.275***	(0.0328)
연령	0.0735***	(0.00568)	0.0742***	(0.00570)	0.0889***	(0.00716)
연령 제곱	-0.000982***	(6.53e-05)	-0.000989**	(6.56e-05)	-0.00112***	(8.20e-05)
이전직장 경력 개월	-0.00178***	(0.000349)	-0.00177***	(0.000349)	-0.00184***	(0.000493)
이전직장 경력개월 제곱	1.48e-06	(1.00e-06)	1.47e-06	(1.00e-06)	1.69e-06	(1.48e-06)
생애전체의 직장 차수	0.0280***	(0.00512)	0.0279***	(0.00512)	0.0247***	(0.00626)
1999년 더미	0.190***	(0.0348)	0.190***	(0.0348)	0.332***	(0.0447)
2001년 더미	0.114***	(0.0386)	0.114***	(0.0386)	0.274***	(0.0506)
2002년 더미	0.214***	(0.0387)	0.214***	(0.0387)	0.386***	(0.0495)
2003년 더미	0.115***	(0.0396)	0.116***	(0.0396)	0.262***	(0.0513)
2004년 더미	0.136***	(0.0401)	0.136***	(0.0401)	0.262***	(0.0509)
2005년 더미	0.163***	(0.0404)	0.163***	(0.0404)	0.327***	(0.0505)
2006년 더미	0.213***	(0.0404)	0.213***	(0.0404)	0.349***	(0.0508)
2007년 더미	0.264***	(0.0418)	0.264***	(0.0418)	0.387***	(0.0523)
2008년 더미	0.222***	(0.0645)	0.221***	(0.0645)	0.413***	(0.0755)
1/4 분기 더미	0.245***	(0.0251)	0.245***	(0.0251)	0.226***	(0.0315)
2/4분기 더미	0.207***	(0.0255)	0.207***	(0.0255)	0.233***	(0.0319)
3/4분기 더미	0.0937***	(0.0266)	0.0937***	(0.0266)	0.147***	(0.0329)
관측개월수(관측사례수)	215,356	(15841)	215,356	(15841)	143,331	(10399)
Standard errors in parentheses						
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1						
연도별 더미에는 2000년, 분기별 더미에는 4/4분기가 누락됨						

미변수의 교차항이 포함되어 있다. Regression(3)의 회귀분석은 정규직 근로자의 시점별 미취업 탈출 확률의 변화를 살펴보되 표본상실문제로 인하여 외환위기 이전 시기의 관측치는 제외하였다.<sup>7)</sup>

회귀분석에 사용된 변수를 간략히 설명하자면 ‘외환위기’, ‘외환위기 이전’은 각각 외환위기 시점, 외환위기 이전 시점의 더미 변수이며 ‘전문대졸 이상’은 전문대졸 이상 학력의 더미 변수이다. 가운데가 ‘X’기호로 연결되어 있는 변수는 두 변수간의 교차항 변수를 의미한다. 그 밖에 개인과 직장의 속성 변수 및 연도별, 분기별 더미변수 또한 포함되어 있는데 연도별 변수 중 외환위기를 이후 시점의 기준이 될 수 있는 2000년도의 더미변수를 누락하였고 분기별 더미는 4분기를 누락하였다.

Regression(1)의 회귀분석 결과를 보면 외환위기 도중 시점에 있는 대상자는 2000년 시점에 있는 대상자보다 약 18.1%정도 미취업 탈출 위험도가 낮은 것으로 분석되었고 외환위기 이전 시기의 더미변수는 값이 작고 유의하지 않아 2000년 당시와 미취업 탈출 위험도에서 큰 차이를 보이지 않는 것으로 나타났다. 전문대졸 이상의 더미 변수는 매우 작은 양의 값을 나타내었으나 유의하지 않은 것으로 나타나 전반적인 기간에서 학력 격차가 미취업 탈출 확률에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 개인의 특성과 관련된 변수들을 살펴보면 미취업 탈출 위험도는 남성이 여성에 비해 34%정도 높으며 자녀수가 1명 늘어날 때마다 2.3%만큼 증가하고 가구주일 때가 아닐 때보다 32.3%높으며 연령이 늘어날 때 증가하지만 제곱항이 음수이므로 일반적인 선형관계가 아닐 수 있다는 것이 나타나는데 K-M분석 결과를 볼 때 매우 높은 연령층에서는 미취업 탈출 확률이 떨어지는 경향으로 반영된 것으로 볼 수 있다.<sup>8)</sup>

직장경력에 대해 살펴보면 직전 직장의 경력 개월이 증가할 때 미취업

---

7) 비자발적 퇴직 여부는 K-M분석 시 뚜렷한 유의성이 발견되지 않았고 표본손실로 인해 다른 계수에 큰 영향을 미치는 것으로 나타나 분석에서 제외하였다.

8) 이는 같은 자료를 통해 분석한 정인수(2003)과 대체로 일치하는 방향성을 보인다.

탈출 확률이 떨어지며 제공항의 계수는 양수로서 어느 정도 비선형성이 있음을 추측해볼 수 있다. ‘생애전체의 직장 차수’는 퇴직한 직장이 개인의 전 생애에서 몇 번째 직장인가를 나타내는데 계수 값이 유의한 양의 값을 나타내어 실업을 반복할 때마다 미취업 탈출 위험도가 2.8%정도 증가하는 것으로 나타났다.<sup>9)</sup>

연도 더미와 분기별 더미는 모두 유의미한 값을 나타내었고 연도 더미는 앞서 K-M통계량에서 분석한 결과와 대체로 일치하는 값을 보이며 분기별 더미는 1분기 2분기, 3분기, 4분기 순으로 미취업 탈출 확률이 높은 것으로 나타났다.

다음으로 Regression(2)의 회귀분석을 보면 Regression(1)의 회귀분석의 변수에 추가적으로 시점별 더미변수와 학력별 더미변수의 교차항이 추가되어 있다. 이 변수들을 Difference-in Difference(DID)방식으로 해석해 보기 위해 각각의 속성별로 더미변수의 계수값을 구해보면 다음의 <표 4.3.2>와 같다.

학력	외환위기 시점		(c) - (d)	학력	외환위기 시점		(e) - (d)
	(c)이전	(d)2000년			(e)당시	(d)2000년	
(a) 전문대졸이상	0.03847	-0.00813 (0.0224)	0.0428	(a) 전문대졸이상	-0.08713	-0.00813 (0.0224)	-0.079
(b) 고졸미하	0.0271 (0.0415)	0	0.0271	(b) 고졸미하	-0.219*** (0.0409)	0	-0.219
(a) - (b)	0.00757	-0.00813	0.0157 (0.0617)	(a)' - (b)'	0.13187	-0.00813	0.140** (0.0664)

위의 표에서는 학력과 시점의 더미변수의 계수와 그 교차항의 계수를 통해 학력별 이전-이후, 당시-이후 간의 차분과 함께 시점별 차분의 학력 간 차분 값이 제시되어 있다. 모든 계수값의 기준이 되는 항목은 누락된 더미변수인 2000년의 고졸이하인 대상의 값이 된다. 우선 외환위기 당시 (e)와 외환위기 이후(d)의 계수값을 비교해 보면 전문대졸 이상에서는

9) 윤윤구·박성재(2008)의 2000년 이후 건강보험 DB를 통한 연구에서 발견한 경향과 일치한다.



외환위기 당시가 2000년 당시보다 7.9% 정도 미취업 탈출 위험도가 낮 으며 고졸이하에서는 외환위기 당시가 외환위기 2000년 당시보다 21.9% 만큼 차이를 보였다. 이 시점간 차분 값의 학력간 차분값은 0.140으로 이 환위기 당시에 고졸이하 집단의 상대적 미취업 탈출의 어려움의 정도가 전문대졸보다 기준 위험도의 14%정도 더 컸던 것으로 분석되었다. 외환 위기 이전(c)과-이후(d) 간의 차이도 같은 방식으로 분석할 수 있으나 계수 값이 유의하지 않고 값이 크지 않아 외환위기 이전과 이후 간에는 큰 차이가 없다고 볼 수 있다. 따라서 외환위기 이전이나 이후에는 학력 간에 미취업 기간의 격차가 크지 않았지만 외환위기 당시에 학력 간의 미취업 탈출 확률 격차가 눈에 띄게 벌어졌다는 사실을 알 수 있다.

Regression(3)에 제시되어 있는 회귀분석 결과는 외환위기 발생 당시부 터의 시점만을 대상으로 하기 때문에 외환위기 이전과 관련된 변수들이 제외되고 정규직 더미와 정규직과 외환위기 시점 더미의 교차항이 추가 되었다는 점이 다르다.

학력	고용형태	외환위기 시점		(c) - (d)	학력	고용형태	외환위기 시점		(c)' - (d)'
		(C) 당시	(d)2000년			(C)'당시	(d)'2000년		
고졸이하	(a)정규직	-0.046	0.116*** (0.0247)	-0.162	전문대졸 이상	(a)'정규직	0.07988	0.10688	-0.027
	(b)비정규직	-0.464*** (0.0748)	0	-0.464		(b)'비정규직	-0.33812	-0.00912 (0.0269)	-0.329
	(a) - (b)	0.418	0.116	0.302*** (0.0771)		(a)' - (b)'	0.418	0.116	0.302*** (0.0771)

위의 <표4.3.3>에서는 학력과 고용형태 별로 외환위기 전후의 실업탈출 위험을 나타내는 각 항목별 더미변수의 계수값과 시간별 차분, 시점별 차분의 학력별 차분이 제시되어 있다. 이 때 모든 계수 추정치는 고졸이 하이며 비정규직에서 퇴직했으며 2000년 시점에 미취업 상태인 대상과의 상대적 탈출 확률의 격차를 의미한다. 먼저 고졸 이하에서 외환위기 당

시(c)와 2000년 시점(d)을 비교하여 계수 값을 해석해보면 고졸 이하의 정규직에서 퇴직한 집단(a)은 외환위기 당시에 2000년 시점 보다 16.2% 정도 낮은 미취업 탈출 위험도를 보이며 고졸이하의 비정규직 퇴직 집단(b)은 외환위기 당시가 2000년 당시보다 46.4% 낮은 미취업 탈출 위험도를 보인다. 두 차분간의 차분은 0.302로서 ‘정규직X외환위기’변수의 계수 값과 같은데 이는 정규직 퇴직 집단이 비정규직 퇴직 집단에서보다 외환위기 발생으로 인해 겪는 추가적인 미취업 지속의 위험이 기준치의 30.2%만큼 덜하다는 의미로서 이전 직장 재직 시에 비정규직으로 고용 안정이 불안하던 집단이 외환위기로 인해 더 큰 한계적 영향을 받았다는 것으로 해석할 수 있다. 전문대졸이상에서 정규직 퇴직 집단(a)’은 외환위기 시(c)’가 2000년 당시(d)’보다 2.7%만큼 탈출 위험이 더 낮으며 비정규직 퇴직 집단(b)’은 32.9%만큼 낮아 비정규직에서 외환위기 시 상대적 미취업 탈출 위험이 기준치의 30.2%만큼 낮은 것으로 나타났다. 같은 방식으로 (3)의 모형에서 학력 간의 외환위기 전후의 상대적 위험도 격차를 나타내는 값의 추정치는 ‘외환위기X전문대이상’ 변수의 계수값인데 약 0.135%로서 Regression(2)의 결과와 크게 다르지 않다.

이상의 분석을 종합해 보면 통제변수를 포함하고 각 변수들을 상호통제한 Cox 모형의 결과 또한 K-M 방식에 의한 통계치와 의미가 크게 다르지 않은 것으로 볼 수 있다. 즉, 외환위기 시기에 미취업 탈출 확률이 대체로 감소하며 학력별 미취업 위험도에서는 전반적으로는 유의미하지 않지만 외환위기를 기준으로 시점별로 차이를 분석한 결과 고학력 노동자와 저학력 노동자의 차이가 외환위기 시에 더 크게 벌어지며 외환위기 이전과 이후는 비슷한 수준의 격차를 보인다는 결과를 얻었고 정규·비정규직 간 분석에서는 외환위기 시에 정규직과 비정규직 간의 격차가 더 심화된다는 결론을 얻어 앞서 살펴보았던 K-M 통계치의 분석 결과와 동일하며 연도별 차이에서도 대체로 일치하는 경향을 보였다.



#### 4.4 재취업 시 재직상태 탈출 위험도 분석(Cox Hazard 모형 분석)

위와 동일한 모형을 통한 회귀분석으로 재취업 시 재직상태의 탈출 위험도(퇴직 위험도)에 영향을 주는 변수와 한계적 효과를 추정해 보도록 한다. 아래의 <표4.4.1>에는 재취업 후 재직기간의 Cox 모형을 통한 위험도 회귀분석 추정 결과가 제시되어 있다.

<표4.4.1>재취업 시 재직기간 위험도 분석

VARIABLES	Regression(1)		Regression(2)		Regression(3)	
	계수	표준편차	계수	표준편차	계수	표준편차
미취업 개월	0.00534***	(0.00172)	0.00405**	(0.00177)	0.00513**	(0.00208)
미취업개월 제공	-8.64e-05***	(2.49e-05)	-7.17e-05***	(2.52e-05)	-8.71e-05***	(2.97e-05)
외환위기 당시 실업	0.146***	(0.0275)	0.148***	(0.0275)	0.125***	(0.0322)
외환위기 이전	0.0296	(0.0503)	-0.0557	(0.0671)		
외환위기	0.295***	(0.0404)	0.227***	(0.0534)	0.476***	(0.0818)
미취업개월X외환위기이전			0.00849	(0.0100)		
미취업개월X외환위기			0.0134***	(0.00458)	0.0122**	(0.00493)
전문대졸이상	-0.118***	(0.0287)	-0.125***	(0.0309)	-0.0826**	(0.0373)
전문대이상X외환위기이전			0.273**	(0.117)		
전문대이상X외환위기			-0.104	(0.105)	-0.193*	(0.116)
정규직					-0.325***	(0.0286)
정규직X외환위기					-0.113	(0.0863)
이전직장 재직개월	-0.00301***	(0.000432)	-0.00302***	(0.000432)	-0.00270***	(0.000546)
이전 재직개월제곱	4.79e-06***	(1.15e-06)	4.81e-06***	(1.15e-06)	6.01e-06***	(1.52e-06)
생애 일자리 순서	0.0568***	(0.00639)	0.0567***	(0.00639)	0.0561***	(0.00758)
남성	-0.198***	(0.0261)	-0.199***	(0.0262)	-0.169***	(0.0309)
연령	-0.0962***	(0.00647)	-0.0965***	(0.00647)	-0.0754***	(0.00768)
연령 제곱	0.00106***	(7.49e-05)	0.00106***	(7.49e-05)	0.000791***	(8.89e-05)
가구주	0.00970	(0.0306)	0.0113	(0.0306)	0.0464	(0.0367)
자녀 수	0.0105	(0.0137)	0.0103	(0.0137)	0.0234	(0.0167)
1/4분기	-0.249***	(0.0293)	-0.249***	(0.0293)	-0.242***	(0.0353)
2/4분기	-0.263***	(0.0291)	-0.263***	(0.0291)	-0.248***	(0.0350)
3/4분기	-0.228***	(0.0294)	-0.229***	(0.0294)	-0.188***	(0.0353)
관측횟수(사례수)	366,589	(12901)	366,589	(12901)	228,625	(8881)

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

분기별 더미에는 4/4분기 누락

위의 미취업 기간 추정에서와 마찬가지로 Regression(1)의 회귀분석에서는 전체 분석 기간을 포함하며 변수간의 교차항이 제외되었으며 정규직, 비정규직 여부는 분석에 포함하지 않았고 Regression(2)의 회귀분석에서는 전체 기간을 대상으로 학력과 시점별 변수와 이들의 교차항을 포함하고 있고 Regression(3)에는 외환위기 당시 기간부터 정규직 여부와 학력별 변수를 각각 시점과의 교차항과 함께포함하여 분석하였다. 이 분석에서 외환위기 이후의 연도 간의 격차는 크지 않아 연도별 더미는 제외하였다.

주요 변수를 설명하면 기본적인 변수의 의미는 앞선 4.3.1의 분석과 동일하고 여기서 ‘외환위기’ 변수는 재직 중에 외환위기 기간에 있음을 의미하며 ‘외환위기 당시 실업’ 변수는 재취업 전 퇴직 후 구직기간 중 1개월이라도 본 연구에서 설정한 외환위기 기간에 포함될 때 1을 갖는 더미 변수이다. ‘미취업개월’과 ‘미취업개월 제곱’ 변수가 4.3.1과 달리 추가되었으며 여기서 ‘정규직’은 4.3.1과 달리 재취업한 직장에서의 지위가 정규직임을 의미한다.

먼저 Regression(1)의 회귀분석 결과를 통해 전체적인 변수의 영향을 살펴보면 재취업 이전 미취업 개월은 재직상태 탈출 위험에 대해 유의한 양의 계수 값을 가져 미취업 상태에 더 오래 머물다가 재취업한 경우에 일자리에서 일찍 퇴직할 위험이 높다는 결과를 제시한다. 한편 미취업 개월의 제곱 변수가 유의한 양의 계수 값을 가지므로 이러한 효과는 퇴직 전 미취업기간이 길어질수록 체감하여 나타나는 것으로 분석되었다. ‘외환위기 당시 실업’의 계수를 보면 미취업 기간 중 외환위기를 맞았던 대상자는 그렇지 않은 대상보다 퇴직 위험이 14.6% 높은 것으로 분석되었다.

‘외환위기’변수의 계수값은 0.295로 유의하여 외환위기 당시 시점에 재취업 후 재직 중인 대상자는 외환위기 이후의 같은 조건의 대상자보다 퇴

직 위험이 29.5%가량 높은 것으로 나타났다. 직장 및 개인 특성에 관한 변수를 보면 이전 직장의 재직 개월이 커질수록 퇴직 위험은 감소하는 것으로 나타났다. 그리고 ‘생애 일자리 순서’가 커질수록 퇴직 확률이 낮게 나타나며 제곱항은 양수로서 비선형성을 보이는 데 짧은 재직기간 이후 다음 직장에서도 또다시 짧은 재직기간을 가질 수 있음을 암시한다. 상기의 두 변수의 결과를 보면 짧은 재직기간 이후 재취업 한 경우 또 다시 짧은 재직기간을 경험하며 퇴직 횟수가 늘어날수록 짧은 재직기간을 경험하는 경향이 있으므로 짧은 재직기간 이후 퇴직했을 때 반복적 실업 양상이 있을 수 있음을 시사한다. 이 밖에 남성일수록 퇴직 위험이 낮고 연령이 높아질수록 퇴직의 위험이 낮으나 비선형 관계가 있는 것으로 나타났다. 분기별 더미는 4/4분기 3/4분기 1/4분기 2/4분기 순으로 퇴직 위험이 높은 것으로 나타났으며 가구주인지 여부와 자녀의 수는 유의한 값을 보이지 않았다.<sup>10)</sup>

Regression(2)의 회귀분석에서 포함된 학력과 외환위기 기간의 변수와 이들의 교차항 변수들의 의미를 살펴보기 위해 이를 재구성하고 차분을 구해보면 다음의 <표4.4.2>와 같다.

<표4.4.2> 학력별, 시점별 더미변수와 교차항의 계수값 및 차분 값						
학력	외환위기 시점		(c) - (d)	학력	외환위기 시점	
	(c) 전	(d) 후			(e) 당시	(d) 후
(a)전문대졸이상	0.0923	-0.125*** (0.0309)	0.2173	(a)전문대졸이상	0.066	-0.125*** (0.0309)
(b)고졸이하	-0.0557 (0.0671)	0	-0.0557	(b)고졸이하	0.227*** (0.0534)	0
(a) - (b)	0.148	-0.125	0.273** (0.117)	(a) - (b)	-0.229	-0.125
						-0.104 (0.105)

이 계수값을 해석할 때 기준이 되는 대상은 고졸이하 학력이며 외환위기 이후 시점에 있으며 재취업 당시 미취업기간이 0개월인 대상자이다. 각각의 더미의 계수의 값은 이 기준 대상과의 미취업 시 퇴직 위험의 차이

10) 이상의 분석 결과는 윤윤구박성재(2008)의 Cox모형의 방향성과 대체로 일치한다.

를 나타낸다.

먼저 (e)와 (d)를 통해 외환위기 당시와 이후의 차이를 살펴보면 전문대졸 이상(a)의 경우 외환위기 당시에 외환위기 이후보다 퇴직 위험도가 19.1%가량 높았으며 고졸이하(b)의 경우 27.7%가량 높은 것으로 나타났다. 이 차분 간의 차분 값은 -0.104로 전문대졸이상 학력의 노동자가 고졸이하 노동자보다 외환위기로 인해 입은 추가적인 퇴직 위험이 기준 위험도의 10.4% 만큼 더 적다는 것을 의미하지만 통계적인 유의성은 다소 떨어진다. 한편 외환위기 시 미취업 개월이 1개월 늘어날 때마다 퇴직 위험도가 1.35%씩 증가하는 관계가 있기 때문에 미취업 기간이 상대적으로 긴 외환위기 당시 기간과 외환위기 이후의 재취업 탈출 확률의 평균적인 차이는 위의 값보다 더 클 것이라는 점에도 유의할 필요가 있다.

다음으로 외환위기 이전(c)과 이후(d)간의 차이를 살펴보면 전문대졸 이상(a)에서는 외환위기 이전이 외환위기 이후보다 퇴직확률이 기준 대상보다 21.73% 높은 것으로 나타나지만 고졸이하(b)에서는 외환위기 이전이 외환위기 이후보다 퇴직 확률이 기준치보다 5.57% 낮은 것으로 나타났다. 이 차분 간의 차분은 0.273로서 외환위기를 겪은 후 외환위기 이전보다 상대적으로 줄어든 퇴직 위험이 전문대졸 이상이 고졸이하보다 기준치의 26.8%만큼 더 높다는 것을 의미하므로 외환위기 시기를 거치며 대졸자의 고용 안정성이 상대적으로 더 강화되었다고 볼 수 있다.

학력	직위	외환위기 시점		(c) - (d)	학력	직위	외환위기 시점		(c)' - (d)'
		(c)당시	(d)후				(c)'당시	(d)'후	
고졸이하	(a) 정규직	0.038	-0.325*** (0.0286)	0.363	전문대졸 이상	(a) 정규직	-0.2376	-0.4076	0.170
	(b) 비정규직	0.476*** (0.0818)	0	0.476		(b) 비정규직	0.2004	-0.0826** (0.0309)	0.283
	(a) - (b)	-0.438	-0.325	-0.113 (0.0863)		(a) - (b)	-0.438	-0.325	-0.113 (0.0863)

다음으로 Regression(3)의 회귀분석은 외환위기 이전 기간을 제외하고 정규직 여부에 관한 변수를 추가하여 학력과 정규직 여부 그리고 이들 각각의 외환위기 시점별 변수와의 교차항 변수를 포함하고 있고 이들의 추정치를 정리하고 차분을 구해보면 다음의 <표4.4.3>과 같이 나타난다. 위의 더미 계수 값의 기준이 되는 집단은 ‘고졸이하의 재취업 직장의 직위가 비정규직인 근로자이며 외환위기 이후시점에 있으며 이전 직장의 퇴직 후 미취업기간이 0개월인’ 대상이다. 고졸이하에서의 정규직 노동자(a)의 경우 외환위기 당시(c)가 이후(d)에 비해 기준치보다 36.3%만큼 높은 퇴직 위험도를 보였으며 비정규직의 경우 47.6% 높은 퇴직 위험도를 보여 비정규직 노동자가 외환위기의 영향으로 11.3%만큼의 상대적인 퇴직 위험을 얻은 것으로 볼 수 있으나 통계적 유의성은 다소 떨어진다. 전문대졸 이상의 경우에는 정규직 노동자(a)'가 외환위기 당시(c)'에 외환위기 이후(d)'보다 기준치의 17%만큼 높은 퇴직 위험도를 가졌고 비정규직 노동자(b)'는 28.3%만큼 높은 퇴직 위험도를 보였으며 정규직과 비정규직의 외환위기 전후의 차분의 종사상 지위 간의 차분 값은 고졸이하와 경우와 동일하게 11.3%차이가 된다. 같은 방식으로 정규직, 비정규직 구분에서 학력 간에 외환위기의 추가적 영향의 차이를 나타내는 것이 ‘전문대이상X외환위기’의 계수값이며 이는 -0.193으로서 Regression(2)의 같은 변수의 계수추정치보다 절대값이 더 크게 나타났다.

이상의 분석 결과를 종합해 보면 재직 중 외환위기를 거치는 시기, 구직 당시 외환위기를 거치는 사례, 저학력, 비정규직 집단일수록 퇴직 위험도가 높은 경향이 뚜렷이 나타났고 고졸이하와 전문대졸 이상의 격차는 외환위기 도중과 이후 간에는 유의한 값이 도출되지 않았지만 외환위기 이전과 비교해 볼 때 외환위기 이후에 고졸이하의 퇴직 위험이 상대적으로 높아진 것으로 분석되었다. 또한 비정규직 노동자가 외환위기 시 겪는 상대적 어려움이 크다는 방향성이 나타났으나 통계적으로 유의성이

높지는 않았다. 이 밖에 취업 이전의 미취업 기간과 그 제곱항도 유의미한 설명력이 있는 것으로 나타났으며 성별, 연령, 실업 차수 등 개인의 특성도 퇴직 후 재직 기간에 영향을 주는 것으로 나타났다.

## V. 맺음말

본 연구에서 지금까지 외환위기라는 경제적 충격에 초점을 맞추어 대량 실업 사태를 거치며 개인의 직업 이행 과정이 어떻게 변화하는 지에 관심을 가지고 연구를 진행하여 퇴직자의 미취업 상태와 재취업 시 직장 기간이 어떤 추이를 보이는 지 외환위기 이전 시기부터 비교적 최근의 시기까지 충분한 시점에 걸쳐 관측하였으며 더 나아가 실직 시기, 재취업 시기, 학력, 종사상 지위 등의 여러 가지 속성 별로 분류하여 외환위기를 거치며 서로 다른 속성을 가진 집단에서의 직업 이행 과정이 어떻게 변화하는 지를 비교분석하여 실업과 재취업과정이라는 경제학적으로 중요하면서도 개인의 생활을 설명하는 중요한 주제에 대해 면밀히 분석해 보고자 하였다. 또한 기간 분석에 널리 사용되는 계량 모형을 택하고 변수를 적절히 설정하여 개인의 일자리 기간을 설명하는 요인을 찾고 외환위기 기간을 거치며 각 집단 간의 차이가 어떻게 변화하는 지에 대해서 알아보아 통계적으로 유의미한 여러 가지 관계를 발견할 수 있었다.

연구를 통해 몇 가지 발견한 점을 정리해 보자면 1990년대 말 외환위기 시기에 대량 실업 사태에 따라 이 기간에 미취업 기간이 연장되고 직장 에서 이탈하는 경향이 나타났으며 이 기간에 이미 중장기적 미취업 상태에 있던 사람들이 이후 지속적인 미취업 상태에 머물렀던 경향이 발견되었다. 그러나 1999년 이후 미취업 기간과 재직 기간 모두 빠르게 안정세

를 찾아 2000년대 이후에는 안정적인 분포를 보이고 있는 것으로 나타났다. 또한 외환위기 시기에 저학력, 비정규직, 비자발적 실업자, 취업 이전에 미취업 기간이 길었던 집단 등 사회적으로 취약 계층이 외환위기와 같은 급격한 경제적 충격에 대해 상대적으로 큰 어려움을 겪는다는 점을 보여 급격한 경기 침체 시기에는 취약계층의 일자리 안정에 관심을 가질 필요가 있고 경기 회복 후에도 이러한 충격이 노동 시장의 양극화로 이어지지 않도록 주의를 기울일 필요가 있다는 경제적 시사점을 주고 있다.

이밖에 일반적으로 미취업 기간과 재취업 시 재직 기간을 설명할 수 있는 변수로서 성별, 연령, 자녀 수, 이전 재직기간, 누적 일자리 횟수 등이 설명력을 가지며 이는 다른 연구에서도 규명했던 바 있으나 본 연구를 통해 더 확장된 기간과 표본에서 재검증 해 볼 수 있었다.

## 참고 문헌

- 윤윤규·박성재(2008), “비자발적 이직자의 일자리 이행경로에 관한 연구”, 한국노동연구원
- 정인수(2003), “지역별 실업탈출확률 및 요인에 관한 연구”, 노동경제논집, 제26권, pp. 111-151
- 강철희·유정아(2004), “재취업자의 고용의 질에 관한 연구”, 사회보장연구, 제20권, pp. 83-116
- 김교성(2005), “실업자의 재취업형태에 관한 연구”, 한국사회복지학, 제57권, pp. 253-275
- 이병희(2000), “반복실업과 실업의 장기화, 노동경제논집”, 제23권, pp. 1-25
- 금재호·조준모(2003), “실업자의 재취업과 직장상실비용”
- 김대일(2000), “경제위기와 실업의 동태적 변화”, 경제학 연구
- 김대일(2007), “외환위기 이후 노동시장의 변화와 시사점”, 경제학 연구
- 남성일·이화영(1999), “외환위기 이후 우리나라 실업의 특성 분석”, 노동경제논집, 제22권, pp. 87-108



윤윤규(2010), “이직사유별 일자리 이행경로 및 결정요인 분석”,  
노동경제논집, 제33권, pp. 91-134

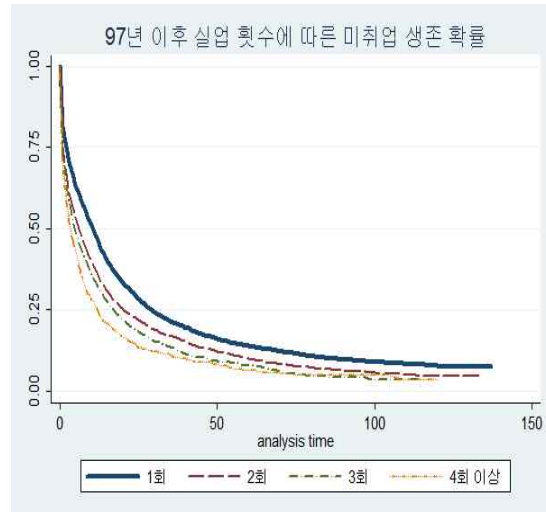
Cox, David R.(1972), "Regression Models and Life Tables(with  
discussion)". J. Roy, statist. soc., May/ Aug. 1972, B34, pp.187~220

Kiefer(1998), Nicholas M. "Economic Duration Data and Hazard  
Functions". Journal of Economic Literature 256:6

홍승제·강규호(2004), “마코프-스위칭 GARCH모형을 이용한 외환위기  
전후 경제레짐 변화시점 추정”, 금융경제연구, 제172권, pp.2-31

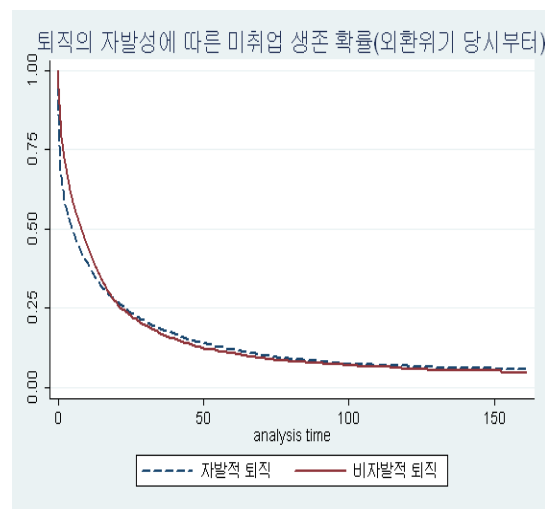
## <부록>

<부도4.1.1>



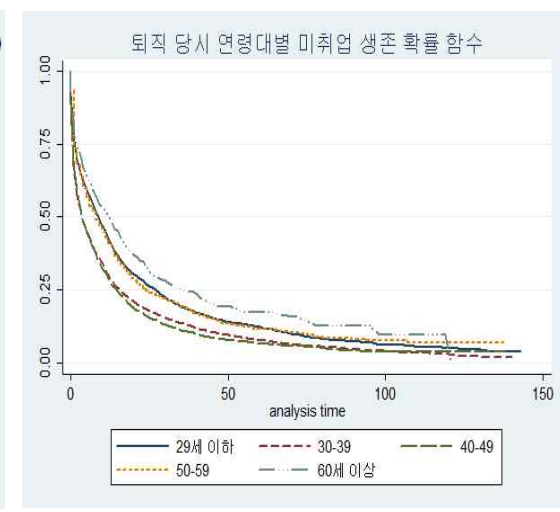
97이후 실업횟수	time at risk	incident rate	관측수		
1회(1)	103527	0.04706	5958		
2회(2)	42037	0.063468	3208		
3회(3)	18358	0.078549	1713		
4회이상(4)	15755	0.096731	1797		
total	179677	0.058472	12676		
survival time			Log-rank test for equality of survivor functions		
25%	50%	75%	횟수	chi2(1)	Pr>chi2
3	11	28	(1)-(2)	75.02	0
2	7	20	(2)-(3)	13.42	0.0002
1	6	17	(3)-(4)	15.1	0.0001
1	4	13	(4)-(5)	271.98	0

<부도4.1.2>



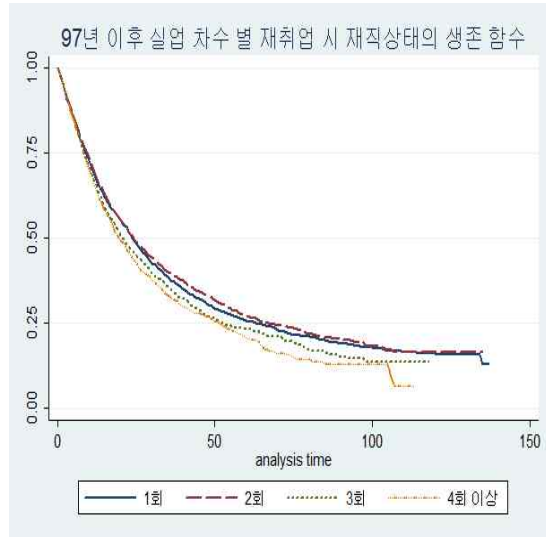
자발적/ 비자발적	time at risk	incident rate	관측수		
자발적	131623	0.049953	8285		
비자발적	53266	0.054763	3575		
total	184889	0.051339	11860		
survival time			Log-rank test for equality of survivor functions		
25%	50%	75%			
1	8	27			
3	10	23	chi2(1)	Pr>chi2	
2	9	25	0.41	0.5210	

<부도4.1.3>



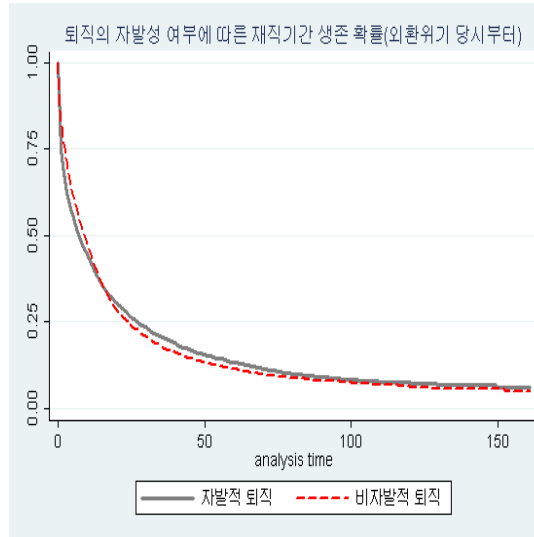
연령	time at risk	incident rate	관측수		
29 이하(1)	86571	0.049982	5220		
30-39(2)	52561	0.072982	4359		
40-49(3)	37854	0.082185	3566		
50-59(4)	26023	0.05741	1906		
60이상(5)	11837	0.048747	878		
total	214846	0.062114	15929		
survival time			Log-rank test for equality of survivor functions		
25%	50%	75%	시점	chi2(1)	Pr>chi2
2	9	27	(1)-(2)	157.23	0
1	4	16	(1)-(4)	1.25	0.2632
1	4	15	(2)-(3)	2.08	0.1496
1	8	24	(3)-(4)	86.41	0
2	13	36	(4)-(5)	20.78	0
1	6	21			

<부도4.2.1>



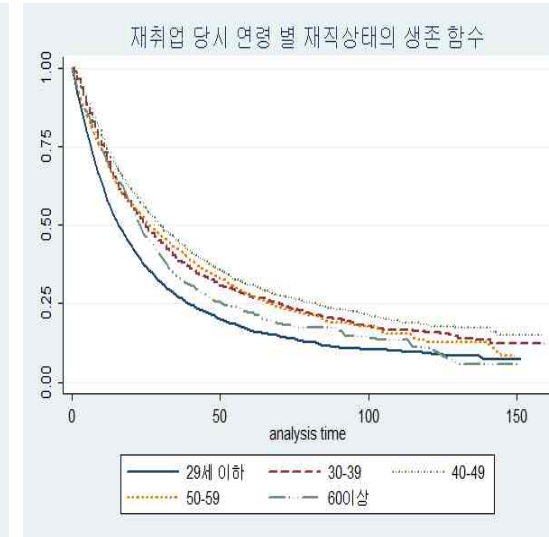
97이후 실업횟수	time at risk	incident rate	관측수		
1회(1)	159637	0.023077	5187		
2회(2)	83084	0.023242	2928		
3회(3)	37308	0.027903	1606		
4회이상(4)	33746	0.030581	1664		
total	313775	0.024502	11384		
survival time			Log-rank test for equality of survivor functions		
25%	50%	75%	횟수	chi2(1)	
10	24	64	(1)-(2)	1.72	
10	25	68	(2)-(3)	10.37	
9	21	53	(3)-(4)	1.76	
9	20	52	(4)-(1)	15.9	
9	24	61			

<부도4.2.2>



자발적/ 비자발적	time at risk	incident rate	관측수		
자발적	195153	0.02415	7280		
비자발적	85693	0.024343	3019		
total	280846	0.024209	10299		
survival time			Log-rank test for equality of survivor functions		
25%	50%	75%	횟수	chi2(1)	Pr
10	24	65			
9	24	63			
10	24	64		2.45	

<부도4.2.3>



연령	time at risk	incident rate	관측수		
29 이하(1)	88428	0.033259	3804		
30-39(2)	115421	0.022448	3810		
40-49(3)	102127	0.019681	3126		
50-59(4)	43858	0.022596	1508		
60이상(5)	16082	0.026178	602		
total	365916	0.02447	12850		
survival time			Log-rank test for equality of survivor functions		
25%	50%	75%	시점	chi2(1)	Pr>chi2
7	16	40	(1)-(2)	162.82	0
11	25	70	(2)-(3)	17.43	0
12	30	82	(2)-(4)	0.03	0.8531
10	26	67	(3)-(4)	9.07	0.0026
10	23	51	(4)-(5)	4.12	0.0423
9	23	60			

<부표4.1.1>퇴직 연도별 미취업 상태의 생존함수의 동일성 검정 추정치

Log-rank test for equality of survivor functions			Log-rank test for equality of survivor functions		
시점	chi2(1)	Pr>chi2	시점	chi2(1)	Pr>chi2
1995-1996	0.01	0.9356	1995-2001	39.91	0
1995-1997	4.06	0.0438	1997-1998	0.29	0.5922
1995-1998	3.24	0.0717	1997-1999	17.18	0
1995-1999	29.96	0	1997-2000	5.23	0.0222
1995-2000	14.99	0.0001	1997-2001	27.93	0

Log-rank test for equality of survivor functions			Log-rank test for equality of survivor functions		
시점	chi2(1)	Pr>chi2	시점	chi2(1)	Pr>chi2
1997-2002	18.3	0	2002-2003	3.84	0.0501
1998-2000	9.1	0.0026	2003-2004	0.33	0.5663
1999-2000	2.35	0.1333	2004-2005	0.37	0.5414
2000-2001	7.93	0.0049	2005-2006	1.33	0.2495
2001-2002	0.84	0.3598	2006-2007	0.23	0.6284

<부표4.2.1>퇴직 연도별 재취업 시 재직상태의 생존함수의 동일성 검정 추정치

Log-rank test for equality of survivor functions			Log-rank test for equality of survivor functions		
시점	chi2(1)	Pr>chi2	시점	chi2(1)	Pr>chi2
1995-1996	3.28	0.07	1995-2001	0.15	0.6969
1995-1997	5.29	0.0215	1997-1998	1.24	0.265
1995-1998	10.51	0.0012	1997-1999	0.73	0.3938
1995-1999	3.19	0.0743	1997-2000	15.17	0.0001
1995-2000	0.15	0.6986	1997-2001	16.19	0.0001

Log-rank test for equality of survivor functions			Log-rank test for equality of survivor functions		
시점	chi2(1)	Pr>chi2	시점	chi2(1)	Pr>chi2
1997-2002	9.51	0.002	2002-2003	0.06	0.8072
1998-2000	28.4	0	2003-2004	0.19	0.6598
1999-2000	12.11	0.0005	2004-2005	1.55	0.2138
2000-2001	0.07	0.7964	2005-2006	0.06	0.8061
2001-2002	0.95	0.3289	2006-2007	2.33	0.1272

## Abstract

# The Impact Of Late 1990's Financial Crisis On unemployed People's Job Transition In Korea

-A Study of reemployment duration and  
tenure after reemployment in the before and  
after the financial crisis period-

Sung, Dae-hoon

The Department of Economics

The Graduate School

Seoul National University

This study estimates each survivor function of non-employment status and tenure status after reemployment by adopting Kaplan-Meier non-parametric survivor function estimator and using all available KLIPS data so far (from 1st to 11th year's data set). Those estimations were conducted sorted by year of resignation or reemployment and level of education and job position(whether one has full-time job or not) to verify heterogeneous effect of Late 1990's financial crisis in Korea on each group. As a result of the analysis for duration of

non-employment, the tendency of escaping from non-employment had been slowdown in financial crisis period. In addition, a tendency has been verified that the group of people already in long term non-employment in financial crisis period are more likely to stay in non-employment status. However, this shock of financial crisis seemed not to last long to be shown by estimates after year 2000 feature fast and robust tendency of escaping from non-employment. Besides, I found that the gap of non-employment duration among the groups of different level of education and job position has gone up during the financial crisis period. As a parallel research with former one, the survivor function estimates for tenure after reemployment have shown that tendency of escaping from tenure status has been accelerated in financial crisis time while the effects of this shock have been recovered soon. And the estimates of groups divided by academic level and job position showed distinctive differences.

To verify the features which affect on duration of non-employment, I conducted several regressions based on Cox proportional hazard model to get results that the hazard rate of escaping from non-employment status is lower as much as 18.1 % than that of year 2000. And as a result from the analysis by differences in differences method, the group of college graduates and full-time job workers had less shock compared with the counterpart groups. From the result form Cox regression for tenure after reemployment, did I find that the hazard rate of cases which are in financial crisis time to escape from tenure

status is higher as much as 29.5% than that of the cases in after year 2000. Also the group of people who experienced non-employment before the relevant employment marked 14.6% as higher hazard rate than that of those who experienced their non-employment time after year 2000. It also turned out that longer persist in non-employment status relates shorter tenure after reemployment.

Key Words : Non-employment duration, Reemployment, Unemployment, Duration Analysis, KLIPS, Financial Crisis

Student Number : 2010-23015